



## **Frit valg under godkendelsesmodellen på hjemmehjælps Effekter på de kommunale timepriser**

### **Effekter på de kommunale timepriser**

Foged, Søren Kjær; Houlberg, Kurt

*Publication date:*  
2015

*Document version*  
Også kaldet Forlagets PDF

*Document license:*  
[Ikke-specificeret](#)

*Citation for published version (APA):*  
Foged, S. K., & Houlberg, K. (2015). *Frit valg under godkendelsesmodellen på hjemmehjælps Effekter på de kommunale timepriser: Effekter på de kommunale timepriser*. Roskilde Universitet. <http://www.ruc.dk/effektdoku>

# Frit valg under godkendelsesmodellen på hjemmehjælpsområdet 2008-2013: Effekter på de kommunale timepriser

Søren Kjær Foged og Kurt Houlberg

November 2015

**FORSKNINGSPROJEKTET "DOKUMENTATION AF EFFEKTER VED  
KONKURRENCEUDSÆTTELSE AF OFFENTLIGE OPGAVER"**

**DEL-RAPPORT 4**

Denne rapport præsenterer resultaterne af del-undersøgelse 4 fra forskningsprojektet "Dokumentation af effekter ved konkurrenceudsættelse af offentlige opgaver". Rapporten kan downloades fra hjemmesiden [www.ruc.dk/effektdoku](http://www.ruc.dk/effektdoku).

Udgivelsesår: 2015. Version 1.

Copyright: Forfatterne.

Publikationen må citeres mod tydelig angivelse af originalkilden.

### **Om forskningsprojektet**

Forskningsprojektet "Dokumentation af effekter ved konkurrenceudsættelse af offentlige opgaver" er et forskningsprojekt med deltagelse af forskere fra seks danske forskningsmiljøer. Projektet undersøger effekterne af konkurrenceudsættelse med fokus på danske forhold og belyser både effekter på tekniske områder og velfærdsområderne.

Forskningsprojektet ledes af Roskilde Universitet. Læs mere om forskningsprojektet på [www.ruc.dk/effektdoku](http://www.ruc.dk/effektdoku).

### **Om rapportens forfattere**

Søren Kjær Foged, ph.d.-stipendiat, Institut for Statskundskab, Københavns Universitet.

Kurt Houlberg, programchef, ph.d., KORA – Det Nationale Institut for Kommuners og Regioners Analyse og Forskning.

## Indhold

Sammenfatning .....	4
1 Baggrund, formål og forventninger .....	8
1.1 Undersøgelsens formål .....	8
1.2 Teori og forventninger .....	9
2 Metode og data .....	12
2.1 Fokus på praktisk hjælp og personlig pleje .....	12
2.2 Hvad forstås ved privat fritvalgskonkurrence og økonomiske effekter? .....	12
2.2.1 Privat fritvalgskonkurrence .....	13
2.2.2 Økonomiske effekter .....	14
2.3 Undersøgelsen baserer sig på statistiske analyser for alle 98 kommuner 2008-2013 .....	15
2.3.1 Statistisk analyse med fixed effects .....	16
2.3.2 Statistisk analyse uden fixed effects .....	17
2.4 Hvordan måles analysens variable? .....	17
2.4.1 Måling af økonomiske omkostninger .....	18
2.4.2 Måling af privat markedsandel .....	20
2.4.3 Måling af kontrolvariable .....	21
3 Resultater .....	24
3.1 Beskrivelse af hjemmehjælpsområdet og den private fritvalgskonkurrence 2008-2013 .....	24
3.2 Sammenhængen mellem privat markedsandel og økonomiske omkostninger for praktisk hjælp .....	26
3.3 Sammenhængen mellem privat markedsandel og økonomiske omkostninger for personlig pleje .....	30
3.3.1 Personlig pleje i hverdagstimer .....	30
3.3.2 Personlig pleje på øvrige tider .....	33
3.4 Er sammenhængen mellem den private markedsandel og de økonomiske omkostninger forskellig i sammenlægnings- og fortsætterkommunerne? .....	34
4 Konklusion og diskussion .....	37
4.1 Rapportens hovedresultater .....	37
4.2 Diskussion af mulige årsager .....	38
Appendiks 1 .....	40
Appendiks 2 .....	42
Appendiks 3 .....	44
Referencer .....	47

## Sammenfatning

Denne rapport undersøger, hvordan udbredelsen af det frie valg på hjemmehjælpsområdet via private leverandører (under godkendelsesmodellen) har påvirket de økonomiske omkostninger i den kommunale drift af hjemmehjælpsområdet. Rapporten undersøger således de økonomiske effekter af godkendelsesmodellen og ikke bredere samfundsøkonomiske effekter, som også ville medregne effekter for kvalitet, medarbejderes vilkår, forsyningssikkerhed, vidensoverførsel og innovation. Når der i rapporten tales om økonomiske effekter dækker dette over de *indirekte* økonomiske effekter, da godkendelsesmodellen ikke indebærer en direkte priskonkurrence. Eventuelle økonomiske effekter vil dermed følge af indirekte kommunale omkostningseffekter fx grundet reduceret produktionsskala, påvirkning af mulighederne for planlægning og kapacitetsudnyttelse, transaktionsomkostninger, ændret omkostningsbevidsthed samt læringseffekter mellem den private og offentlige leverandør.

Analysen fokuserer på de økonomiske effekter for ydelserne praktisk hjælp og personlig pleje, hvor personlig pleje igen er opdelt på hverdagstimer og øvrige tider. Den private fritvalgskonkurrence måles som de private leverandørers markedsandel, og konkret undersøger rapporten derfor sammenhængen mellem *den private markedsandel* og kommunens økonomiske omkostninger ved at levere de pågældende hjemmehjælpsydelser. Når der i rapporten tales om privat fritvalgskonkurrence dækker dette derfor over den private markedsandel som indikator. Den private markedsandel var i analyseperioden fra 2008 til 2013 betydeligt højere for praktisk hjælp (38,3 %) end for personlig pleje (5,2 %).

Rapporten opstiller to modsatrettede teoretiske forventninger til sammenhængen mellem den private fritvalgskonkurrence og kommunernes økonomiske omkostninger på hjemmehjælpsområdet. På den ene side er det muligt, at privat fritvalgskonkurrence øger kommunens økonomiske omkostninger. Dette kan eventuelt skyldes, at kommunens egne stordriftsfordele reduceres i takt med, at den må dele produktionen med private leverandører. Relateret hertil kan den måde, hvorpå godkendelsesmodellen fungerer, reducere kommunens muligheder for effektiv planlægning og effektiv udnyttelse af arbejdskraftressourcerne. Endvidere vil kommunens transaktionsomkostninger kunne blive forøget som følge af samspillet med de private leverandører. På den anden side kan man forestille sig, at privat fritvalgskonkurrence reducerer kommunens økonomiske omkostninger ved, at kommunen øger sine opmærksomhed på produktionsomkostninger, og ved at kommunen lærer af de private aktører fx via mere omkostningseffektive metoder.

## Metode, indikatorer og data

De opstillede hypoteser er testet på data fra 'fritvalgsdatabasen' for alle 98 danske kommuner fra 2008 til 2013. Der ses bort fra data fra 2007 grundet den datausikkerhed, som kommunalreformen gav anledning til, ligesom analysen afsluttes i 2013, da kommunerne efter 1. april 2013 ikke længere var forpligtet til at indberette timepriser til fritvalgsdatabasen. Metodisk anvendes multipel regressionsanalyse med kommune- og årsspecifikke fixed effects, hvorved der udover kontrol for alle inkluderede, tidsvariante variable også kontrolleres for faktorer, som er konstante over tid. Metoden indebærer, at der analyseres på samvariationen mellem ændringer over tid i den private markedsandel og ændringer over tid i de økonomiske omkostninger. Som baggrund for den statistiske analyse er der gennemført dokumentstudier med fokus på private og kommunale leverandørers erfaringer med godkendelsesmodellen samt

baggrundsinterviews med tre kommunale ældrechefer og to repræsentanter for Kommunernes Landsforening.

Som indikator for økonomiske omkostninger (den afhængige variabel) anvender rapporten de kommunalt indberettede timepriser til fritvalgsdatabasen i de enkelte år som udtryk for kommunens egne langsigtede omkostninger ved at levere henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje. Som indikator for privat fritvalgskonkurrence (den uafhængige variabel) anvendes den private markedsandel for modtagere af henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje. Indikatoren måler dermed ændringer i den private markedsandel og fx ikke den kategoriske forskel ved enten at have eller ikke at have et privat fritvalgsmarked.

Sammenlignet med andre studier af de økonomiske effekter af konkurrenceudsættelse er fordelene ved timepriserne, at de opgøres efter et omkostningsprincip indeholdende både direkte og indirekte omkostninger, og at der er standardiserede retningslinjer for timeprisopgørelsen. Timepriserne er dog ikke en perfekt indikator: For det første kan der argumenteres for, at timepriserne i udgangspunktet vil være undervurderede, da kommunerne kun skal medregne de transaktionsomkostninger, der er direkte relateret til opgaven (i kommunens udførende del), hvilket fx ikke vil vedrøre transaktionsomkostninger i kommunens myndighedsdel til godkendelse, monitorering og løbende koordinering med de private leverandører. Desuden kan kommunerne have et incitament til at underrapportere timepriserne, da de er grundlaget for kommunens betaling til de private leverandører. For det andet, og med større betydning for nærværende analyse, hvor fokus er på *ændringer* og ikke *niveauer* for timepriser og privat markedsandel, kan incitamentet til at underrapportere timepriserne være stigende for kommuner med stigende privat markedsandel. Er dette tilfældet vil en eventuel omkostningsbesparende effekt af en stigende privat markedsandel reelt være mindre, end resultaterne angiver, mens en eventuel omkostningsforøgende effekt vil være større, end resultaterne viser.

## Hovedresultater og mulige årsager

For *praktisk hjælp* er analysens hovedfund, at en stigning i den private markedsandel er korreleret med en statistisk signifikant stigning i de kommunale timepriser, når der kontrolleres for tidskonstante faktorer, generelle tidstrends og ændringer i produktionsvilkår, plejebehov, serviceniveau, ressourcepres og politisk ideologi. Jo større en andel af modtagerne af praktisk hjælp, der vælger en privat leverandør, jo større er de kommunale omkostninger ved at levere den tilsvarende ydelse. Den estimerede gennemsnitseffekt er, at en forøgelse af den private markedsandel med 5 procentpoint øger de kommunale timepriser med 4,3 kroner i faste 2013-priser. I forhold til den gennemsnitlige timepris for praktisk hjælp fra 2008 til 2013 på 397 kroner svarer dette til en estimeret omkostningsfordyrelse på 1,1 %. Den fundne positive sammenhæng for praktisk hjælp synes robust i lyset af, at kommunernes incitament til at underrapportere de faktiske omkostninger formentlig *stiger* med den private markedsandel. Estimatet er derfor snarere et underkantsskøn end et overkantsskøn.

Den positive sammenhæng for praktisk hjælp er analytisk drevet af de 66 kommuner, som blev sammenlagt i 2007, mens der hverken har været en negativ eller positiv sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne i de 32 fortsætterkommuner. At den positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne drives af sammenlægningskommunerne betyder ikke, at sammenhængen er et artefakt drevet af kommunalreformen som sådan, da dette ville kræve, at en række

streng betingelser skulle være opfyldt. Derimod kan årsagen til, at den positive sammenhæng drives af sammenlægningskommunerne fx være, at kommunalreformen er korreleret med en række øvrige baggrundskaraktistika som fx geografisk areal, samt at de største ændringer i de private markedsandele og timepriserne har fundet sted i sammenlægningskommunerne.

For *personlig pleje*, både i hverdagstimer og på øvrige tider, finder analysen derimod ikke en statistisk signifikant sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne. Generelt har den estimerede sammenhæng en negativ tendens. Det vil sige, at en stigning i den private markedsandel er korreleret med et fald i timepriserne, men fraværet af statistisk signifikans og en mulig bias fra underrapporterede timepriser peger på, at den private markedsandel *ikke* påvirker timepriserne for personlig pleje i hverken opadgående eller nedadgående retning. For personlig pleje peger analysen med andre ord på, at der ikke har været økonomiske effekter af den private markedsandel i perioden 2008-2013.

Idet analysen fokuserer på de økonomiske *effekter* ved den private fritvalgskonkurrence, er det uden for rapportens rækkevidde at teste *årsagen* til ovenstående fund. Med dette in mente kan en mulig årsag til den omkostningsforøgende effekt af privat fritvalgskonkurrence for praktisk hjælp være, at markeds karakteristika har bidraget til at gøre de omkostningsforøgende mekanismer forbundet med godkendelsesmodellen dominerende, herunder mistede stordriftsfordele, udfordringer ift. effektiv planlægning og kapacitetsudnyttelse samt øgede transaktionsomkostninger. Således har det private leverandørmarked for praktisk hjælp været kendetegnet ved mange små leverandører, hvilket kan have øget de kommunale omkostninger til fx planlægning, koordination og tilsyn, ligesom kommunens muligheder for at drage økonomisk fordel af stordrift i kommunens egen levering af praktisk hjælp kan være reduceret som følge af, at flere borgere vælger en privat leverandør. Samtidig har godkendelsesmodellen udelukket en direkte priskonkurrence mellem leverandørerne.

## Tolkning og forbehold

Gyldigheden af analysens resultater er som altid begrænset af den anvendte metode og data. I den forbindelse synes de fem vigtigste forbehold at være følgende:

For det første ser analysen kun på de økonomiske effekter og kan ikke udtale sig om bredere samfundsøkonomiske effekter for fx kvalitet, innovation, medarbejdervilkår og hvilken betydning borgerne tillægger det, at de har en valgfrihed.

For det andet er den estimerede sammenhæng for praktisk hjælp en gennemsnitseffekt fra et allerede eksisterende niveau af privat fritvalgskonkurrence. Der er tale om et såkaldt punktestimat. Estimatet fortæller dermed kun noget om effekten ved en forøgelse af den private markedsandel fra dette initiale niveau, mens det ikke kan afgøres, hvordan effekten ser ud, hvis den private markedsandel i udgangspunktet er meget lavere eller højere. Derudover er estimatet en gennemsnitseffekt, hvor nogle kommuner i sagens natur vil have oplevet både mindre og større økonomiske effekter end gennemsnittet.

For det tredje, og relateret til foregående punkt, fokuserer analysen på *ændringer* fra 2008 til 2013, hvilket betyder, at eventuelle økonomiske effekter af fritvalgskonkurrence, der havde manifesteret sig i timepriserne forud for 2008, ikke er omfattet af analysen.

For det fjerde kan en mulig bias komme fra faktorer, som har ændret sig over tid i undersøgelsesperioden, og der ikke er medtaget kontrolvariable for. Den anvendte fixed effects metode kontrollerer således for alle tidskonstante faktorer, men ikke variable, som ændrer sig over tid.

Endelig, og for det femte, kontrollerer analysen ikke for muligheden for omvendt kausalitet eller tovejskausalitet. Det kan med andre ord ikke udelukkes, at det i stedet er timepriserne, som påvirker den private markedsandel, eller at timepriser og privat markedsandel gensidigt påvirker hinanden. Tidligere undersøgelser har dog ikke fundet, at timepriserne er et vigtigt parameter for private leverandørers beslutning om at søge om godkendelse i en kommune. Dertil kommer, at den private markedsandel ikke automatisk stiger, fordi antallet af private leverandører øges, da dette i sidste ende vil afhænge af brugernes leverandørvalg.



# 1 Baggrund, formål og forventninger

## 1.1 Undersøgelsens formål

Formålet med denne undersøgelse er at analysere de økonomiske effekter af frit valg på ældreområdet. Mere specifikt er formålet at undersøge, om kommunernes anvendelse af den såkaldte godkendelsesmodel har haft betydning for kommunernes hjemmehjælpsomkostninger i årene 2008-2013.

Fra 2003 blev det lovpligtigt for danske kommuner at etablere frit valg af leverandør på hjemmehjælpsområdet. Modtagere af hjemmehjælp havde herefter ret til at vælge hjemmehjælp fra enten kommunen eller en godkendt privat leverandør. Det frie valg blev etableret for ydelserne praktisk hjælp, personlig pleje og madservice. Det interessante ved denne lovændring var bl.a., at der (bortset fra madservice) var tale om en markedsføring af en kommunal velfærdsopgave, som ellers har været mindre konkurrenceudsat end tekniske opgaver og støttefunktioner (Rostgaard, 2006; Christensen, Houlberg og Petersen, 2012; Petersen, Houlberg og Christensen, 2015; Foged, 2015b).

Kommunerne blev i 2003 givet tre alternative modeller for indførslen af det frie valg. De kunne for det første vælge *godkendelsesmodellen*, hvorefter den enkelte kommune godkendte de private leverandører, der søgte om tilladelse til at drive leverandørvirksomhed i kommunen, og som levede op til kommunens servicestandarder. I denne model blev de private leverandører afregnet til kommunens egne, langsigtede omkostninger. For det andet kunne kommunen benytte sig af *udbudsmodellen*, hvor hjemmehjælp helt eller delvist blev sendt i udbud, og hvor en eller flere leverandører herefter blev udvalgt ud fra det økonomisk mest fordelagtige tilbud. Under udbudsmodellen skulle kommunen, hvis den ønskede at fortsætte som leverandør, deltage i udbuddet på lige fod med de øvrige tilbudsgivere, og havde dermed risiko for at miste leverandørretten. For det tredje kunne kommunen indføre det frie valg ved en *kombination af udbuds- og godkendelsesmodellen*, hvor timeprisen blev fastsat på baggrund af et udbud, og hvor flere leverandører herefter kunne søge om godkendelse med samme afregning som den vindende tilbudspris (Bækgaard, 2011).

I praksis valgte langt hovedparten af kommunerne at indføre fritvalgsordningen via godkendelsesmodellen, bl.a. grundet den risiko for at miste leverandørretten, der var forbundet med udbudsmodellen. Godkendelsesmodellen var således dominerende frem til en lovændring 1. april 2013, som bl.a. betød, at kommunerne fik mulighed for at benytte udbudsmodellen samtidig med, at de selv kunne stå uden for udbuddet. Siden starten af 2014 har et stigende antal kommuner indført eller overvejer at indføre den reviderede udbudsmodel (Quartz+CO, 2014), men godkendelsesmodellen er fortsat den mest udbredte måde at tilvejebringe det frie valg i hjemmeplejen på (Ankestyrelsen, 2015). Samtidig har langt størstedelen af de danske kommuner som nævnt fra 2003 til 2013 opereret under godkendelsesmodellen. Dermed synes det relevant at evaluere effekterne af godkendelsesmodellen, da der nu er over 10 års erfaringer med ordningen på hjemmehjælpsområdet og da resultaterne herfra er interessante for andre områder, hvor ordningen er eller tænkes indført. Fx er en afregningsordning med store lighedstræk til godkendelsesmodellen blevet indført 1. juli 2015 for borgernes valg af friplejeboligleverandør (Danske Kommuner, 2015).

Formålet med denne rapport er således at undersøge de økonomiske effekter af kommunernes brug af godkendelsesmodellen på hjemmehjælpsområdet efter kommunalreformen i 2007 og frem til lovændringen i 2013.

Under godkendelsesmodellen afregnes de godkendte private leverandører til en fast timepris på baggrund af de af kommunen årligt opgjorte gennemsnitlige, langsigtede kommunale omkostninger ved at producere og levere den tilsvarende ydelse (Udbudsportalen, 2014). Godkendelsesmodellen indebærer dermed ikke en konkurrence på *prisen*, men introducerer i princippet en konkurrence på kvalitet og udvider hjemmehjælpsmodtagernes valgmuligheder. Hensynet til kvalitet og borgernes valgfrihed var dermed godkendelsesmodellens umiddelbare formål, mens eventuelle økonomiske effekter ikke var fremtrædende.

At der ikke konkurreres direkte på timeprisen udelukker imidlertid ikke, at fritvalgskonkurrencen under godkendelsesmodellen indirekte påvirker kommunens omkostninger i hjemmeplejen i de enkelte år såvel som over tid. Men hvad godkendelsesmodellen betyder for kommunernes omkostninger har ikke tidligere været systematisk belyst. Har godkendelsesmodellen været omkostningsforøgende for kommunerne via tab af stordriftsfordele, reducerede muligheder for effektiv planlægning og kapacitetsudnyttelse samt øgede transaktionsomkostninger, eller er de kommunale omkostninger blevet reduceret gennem et øget fokus på pris og konkurrence med private leverandører?

Besvarelsen af dette spørgsmål er væsentligt, da godkendelsesmodellen trods den stigende udbudsaktivitet stadig er en udbredt markedsmodel på hjemmehjælpsområdet. Derudover kan de økonomiske effekter af godkendelsesmodellen på hjemmehjælpsområdet tjene som teoretisk og empirisk vidensgrundlag for modellens anvendelse på andre velfærdsområder.

## 1.2 Teori og forventninger

I et internationalt perspektiv udgør den danske godkendelsesmodel en specifik markedsform med paralleller til et såkaldt voucher-marked (Savas, 1987) – i dette tilfælde, hvor den offentlige myndighed selv fastsætter servicestandarder og godkender leverandøren. På et voucher-marked subsidierer den offentlige myndighed forbrugerne frem for de private producenter, da forbrugerne udstyres med en voucher (et frit valg), der kan bruges som betaling i valget mellem et antal konkurrerende leverandører. Det er således forbrugerne, og ikke den offentlige myndighed, der afgør leverandørvalget.

Den danske godkendelsesmodel fungerer i princippet på denne måde. I Danmark er det den enkelte kommune, som sætter servicestandarder og godkender leverandører, hvorimod det eksempelvis for voucher-markedet for frit skolevalg i Sverige er staten, som dikterer krav og servicestandarder for kommunerne (Sandström og Bergström, 2005; Böhlmark og Lindahl, 2007). Samtidig må det dog bemærkes, at kommunerne i praksis, ved både at være driftsleverandør og myndighed, også kan påvirke brugernes valg, bl.a. via kommunernes ansvar for at formidle det frie valg (Foged og Aaskoven, 2015).

De teoretiske forventninger til godkendelsesmodellens påvirkning af kommunernes økonomi kan både gå i retning af højere, lavere eller uændrede økonomiske omkostninger (Eskelinen, Hansen og Frederiksen, 2004). På papiret vil godkendelsesmodellen være udgiftsneutral for kommunen, idet kommunen skal betale leverandørerne en timepris svarende til egne omkostninger, men en række afledte effekter gør, at der derudover kan forventes enten stigende eller faldende omkostninger. En nyere spørgeskemaundersøgelse

blandt kommunale ældrechefer fandt i den sammenhæng, at cheferne i gennemsnit vurderede godkendelsesmodellens økonomiske effekter som neutrale til omkostningsforøgende, hvilket bl.a. dækkede over stigende udgifter til tilsyn mv., men også over øgede incitamenter til at reducere omkostningerne (Quartz+CO, 2014: 177). Samlet set er der ifølge kommunernes svar på det pågældende spørgeskema en vurdering af, at kommunerne har ekstraomkostninger frem for mindreudgifter som følge af brug af godkendelsesmodellen (Quartz+CO, 2014: 177).

På den ene side er det muligt, at *den private fritvalgskonkurrence øger kommunernes omkostninger*, fordi kommunen mister stordriftsfordele ved at skulle dele produktionen med et antal private leverandører, dels udfordres i muligheden for effektiv planlægning og anvendelse af arbejdskraftressourcer og må afholde transaktionsomkostninger ved konkurrenceudsættelsen. Det potentielle *tab af stordriftsfordele* kan for det første skyldes, at kommunens indirekte omkostninger til hjemmehjælpsområdet, såsom ledelse og administration, spredes på færre modtagere og derved fordyrer kommunens produktion. Som en interviewet ældrechef udtrykker det, så betyder godkendelsesmodellen, at kommunen (via de beregnede timepriser) betaler overheadudgifter til alle private leverandører i kommunen på trods af, at overheadudgiften normalt vil være tæt på konstant og dermed relativt faldende ved større produktionsmængde.

En anden relateret stordriftsmekanisme, der kan øge kommunens omkostninger, er, at kommunen forsat skal sikre kapacitet i ydertimer uanset antallet af brugere, og at enhedsomkostningerne hertil kan stige, når denne minimumskapacitet skal fordeles på færre brugere (Eskelinen, Hansen og Frederiksen, 2004). Endelig kan et lavere antal hjemmehjælpsmodtagere, der serviceres af kommunen, give længere transporttid mellem de ældre, ligesom brugere, der på samme tid modtager ydelser fra kommunen og fra en privat leverandør, kan betyde øgede omkostninger via flere korte besøg og en opsplitning af sammenhængende opgaver.

Udover tabet af stordriftsfordele kan en anden fordyrende mekanisme bestå i, at opgavemængden bliver mere volatil og dermed sværere for kommunen at planlægge efter. Dette kan udfordre en *effektiv kommunal planlægning og anvendelse af arbejdskraftressourcer*. Endelig er det muligt, at *transaktionsomkostninger* ved fritvalgsordningen kan fordyre den kommunale produktion. Som en konsekvens af fritvalgsordningen skal kommunerne således opgøre sine omkostninger, udarbejde leverandørkrav, indgå og vedligeholde kontrakter, føre tilsyn med at leverandøren lever op til servicestandarderne, betale regninger samt løbende koordinere og være i dialog med disse (Udbudsrådet, 2011; Rostgaard, 2014; Foged, 2015a).

Høje kommunale transaktionsomkostninger kan også drives af modsatrettede incitamenter hos den kommunale og private aktør, hvor det bl.a. af Hjemmehjælpskommissionen er blevet fremført, at private leverandører kan udfordre kommunernes satsning på rehabilitering, da private leverandører ikke i udgangspunktet har økonomiske incitamenter til at forbedre borgernes funktionsevne (Hjemmehjælpskommissionen, 2013). Sammenfattende afspejles disse og andre mulige omkostningsforøgende mekanismer i analysens første hypotese:

- *Hypotese 1: Jo mere privat fritvalgskonkurrence jo højere økonomiske omkostninger per hjemmehjælpstime.*

På den anden side kan man forestille sig, at *den private fritvalgskonkurrence reducerer kommunens omkostninger* ved et generelt øget fokus på omkostninger og gennem benchmarking med de private leverandører i kommunen. En første mulig mekanisme er, at fritvalgsordningens krav om at beregne omkostningsbaserede timepriser og organisere sig efter en bestiller-udfører-model (BUM) er med til at skærpe organisationens fokus på omkostninger. Dette kan føre til bedre overblik over omkostningsdrivere på hjemmehjælpsområdet, som igen kan danne grundlag for kommunale effektiviseringer.

Udover en øget opmærksomhed på omkostninger kan introduktionen af konkurrence fra en eller flere private aktører, ifølge en interviewet ældrechef, føre til benchmarking og læring mellem den kommunale og de private leverandører, hvilket kan reducere de kommunale omkostninger. Dokumentstudier viser i den sammenhæng, at de private leverandører fremhæver deres evne til en mere omkostningseffektiv produktion via fleksibel tilrettelæggelse og udførsel af arbejdet, lavere sygefravær, fladere organisering samt nytænkning af opgaveudførelsen foruden øvrige effekter for fx kundeorientering og kontinuitet (Ankestyrelsen, 2004; Quartz+CO, 2014). En priseffekt fra gensidig læring vil naturligvis være indirekte, da godkendelsesmodellen som tidligere nævnt betyder, at der ikke direkte konkurreres på pris. Man kan med andre ord forestille sig en indirekte priseffekt, hvis kommunen i sammenligningen med private leverandører løbende forbedrer egne metoder, hvilket herefter gradvist fører til en reduktion af egne enhedsomkostninger.

Opsummerende afspejles disse og andre mulige omkostningsreducerende mekanismer i analysens anden hypotese:

- *Hypotese 2: Jo mere privat fritvalgskonkurrence jo lavere økonomiske omkostninger per hjemmehjælpstime.*

I de empiriske analyser undersøger vi, hvilken af disse to modsatrettede hypoteser, der finder empirisk belæg i den danske kommunale virkelighed i perioden 2008-2013.

## 2 Metode og data

### 2.1 Fokus på praktisk hjælp og personlig pleje

Udover kommunens kvalitetskrav har kommuner, der har benyttet godkendelsesmodellen, hvert år fra 2003-2013 skullet indberette deres fritvalgspriser for fem hjemmehjælpsydelser:

- Praktisk hjælp
- Personlig pleje i hverdagstimer
- Personlig pleje på øvrige tider
- Madservice med udbringning
- Madservice uden udbringning

De enkelte timepriser er grundlaget for afregningen med de private leverandører og skal være beregnet, så de afspejler de gennemsnitlige, langsigtede kommunale omkostninger ved at producere og levere den tilsvarende ydelse. De gennemsnitlige, langsigtede kommunale omkostninger inkluderer såvel de direkte som de indirekte omkostninger. Direkte omkostninger er omkostninger, der kan henføres direkte til ydelsen, som fx råvarer, løn, køb af materialer og tjenesteydelser. De indirekte omkostninger vedrører overheadomkostninger - fx andel af fællesomkostninger til lokaler, IT, administration samt afskrivning og forrentning af kapitalapparatet (Udbudsportalen, 2014).

Rapporten fokuserer på fritvalgskonkurrencen for de tre førstnævnte typer af ydelser inden for hjemmehjælpsområdet, *praktisk hjælp, personlig pleje i hverdagstimer og personlig pleje på øvrige tider*. Analysen ser dermed ikke på de to madservicekategorier, da disse ydelser i højere grad er udbudt og samtidig udgør en beskeden del af udgifterne på ældreområdet. Kommunernes hjemmehjælpsudgifter udgjorde i 2012 cirka 14 mia. kr., hvoraf praktisk hjælp stod for omtrent 15 % og personlig pleje for de resterende 85 % af udgifterne (Hjemmehjælpskommissionen, 2013). I 2013 var der ca. 400 private leverandører, der leverede enten praktisk hjælp, personlig pleje, madservice eller kombinationer heraf, hvoraf ca. 20 private leverandører havde mere end 100 ansatte (Quartz+CO, 2014: 162). Hjemmehjælpsområdet er en af de store udgiftsposter for den offentlige sektor i almindelighed og kommunerne i særdeleshed, og dermed også et område, hvor de økonomiske effekter ved konkurrenceudsættelse har potentiel stor betydning for kommunernes samlede økonomi.

Typiske opgaver for praktisk hjælp er hjælp til rengøring, tøjvask, indkøb og ledsagelse til læge og bank. Typiske opgaver for personlig pleje er hjælp til personlig hygiejne, bad, hårvask, af- og påklædning og spisning. Siden de personlige plejeopgaver ikke kan begrænses til hverdagstimerne, skal kommunerne både udregne en timepris for hverdagstimer og en pris for såkaldt øvrige tider svarende til hjemmehjælp i aftentimer, i weekender og på helligdage.

### 2.2 Hvad forstås ved privat fritvalgskonkurrence og økonomiske effekter?

Før vi kan måle privat fritvalgskonkurrence og de økonomiske effekter heraf, er det vigtigt at afklare betydningen af begreberne. Begreberne må forstås i relation til rapportens formål om at undersøge effekterne af godkendelsesmodellen for kommunernes økonomi på hjemmehjælpsområdet samt at teste de opstillede teoretiske forventninger.

### 2.2.1 Privat fritvalgskonkurrence

I bredeste forstand kan *privat fritvalgskonkurrence* forstås som i) indførslen af fritvalgsordningen i den enkelte kommune med mulighed for at private leverandører kan søge om godkendelse, ii) tilstedeværelsen af mindst én godkendt privat fritvalgsleverandør som konkurrent til kommunen, iii) antallet af private fritvalgsleverandører i kommunen og iv) markedsandelen for de private fritvalgsleverandører i kommunen. I denne rapport anvendes den private markedsandel som det primære udtryk for den private fritvalgskonkurrence. Konkret undersøges således betydningen af den private markedsandel for kommunens omkostninger. Som indikator for privat fritvalgskonkurrence vurderes den private markedsandel at være den mest præcise indikator, da en større andel modtagere med privat leverandør indikerer en større anvendelse af det frie valg i relation til private leverandører. Således vurderes den private markedsandel at være en bedre indikator end antallet af private leverandører, da der fx godt kan være mange leverandører, uden at deres markedsandel i kommunen nødvendigvis er høj.

Udover at leve op til undersøgelsens formål indfanger den private markedsandel også størstedelen af de beskrevne mekanismer, der danner baggrund for forventningerne i de opstillede hypoteser. Det mulige tab af kommunale stordriftsfordele må for det første forventes at være korreleret med den private markedsandel, da en nedgang i hjemmehjælpsmodtagere, som betjenes af kommunen, og i stedet vælger en privat leverandør, reducerer kommunens stordriftsfordele. For det andet kan en større privat markedsandel også i stigende omfang vanskeliggøre en effektiv kommunal planlægning og udnyttelse af arbejdskraftressourcerne. For det tredje kan det forventes, at de kommunale transaktionsomkostninger er stigende med den private markedsandel, da kommunen herefter skal betale regninger og føre tilsyn for flere hjemmehjælpsmodtagere.

For det fjerde kan den private markedsandel også indfange graden af kommunal benchmarking med private leverandører, da en stor privat markedsandel udtrykker hårdere konkurrence fra private aktører om kommunens ældre, og dermed øger de kommunale incitamentet til at sammenligne metoder, kvalitet og pris for at vinde markedsandele. Hvorvidt den private markedsandel imidlertid endelig indfanger den potentielt øgede opmærksomhed på omkostninger begrundet i fritvalgsordningen er uvis. Det er således muligt, at et øget kommunalt omkostningsfokus indtræder uafhængigt af den private markedsandel, fx ved etableringen af de organisatoriske og styringsmæssige rammer for det frie valg (BUM-modellen) eller ved den blotte tilstedeværelse af de private leverandører. I forhold til sidstnævnte mekanisme vedrørende et stigende omkostningsfokus er den private markedsandel dermed ikke nødvendigvis den mest præcise indikator. Med disse forbehold in mente undersøger rapporten effekten af *den private markedsandel* på timepriserne.

En alternativ indikator for privat fritvalgskonkurrence, der kunne anvendes, er antallet af private leverandører i kommunen. Da der imidlertid godt kan være mange leverandører uden at dette implicerer en høj privat markedsandel, anvendes denne faktor primært som kontrolvariabel i analyserne. Logikken bag dette er, at vi er interesseret i effekten af den private markedsandel uafhængigt af leverandørantallet, således at eksempelvis en omkostningsforøgende effekt af den private markedsandel ikke blot drives af transaktionsomkostninger forbundet med antallet af leverandører. Denne analyse kan således betragtes som en robusthedstest, hvor vi undersøger, om effekten af den private markedsandel er den samme, når der er taget højde for betydningen af eventuelle forskelle i antallet af private leverandører.

### 2.2.2 Økonomiske effekter

Udover privat fritvalgskonkurrence er det andet hovedbegreb i rapporten *økonomiske effekter*. Ved effekter forstås ideelt set de samlede samfundsøkonomiske effekter ved konkurrenceudsættelsen. Dette betyder for det første, at vi ideelt set medregner eventuelle kvalitetsforskelle mellem den kommunale og private leverandør såvel som de bredere og langsigtede samfundsøkonomiske effekter, herunder medarbejderes vilkår, forsyningssikkerhed, vidensoverførsel og innovation (Hodge, 1998; Hjelm, Petersen og Vrangbæk, 2013; Kristensen, 2014; Vrangbæk, Petersen og Hjelm, 2015). Hvis den kommunale produktion bliver dyrere efter konkurrenceudsættelsen, men denne fordyrelse dækker over en tilsvarende kvalitetsforøgelse eller forbedrede medarbejdervilkår, er der i en bredere økonomisk vurdering ikke nødvendigvis tale om forringet økonomisk effektivitet. Omvendt vil heller ikke en omkostningsreduktion, der fx dækker over en tilsvarende sænkning af kvaliteten udgøre en økonomisk effektivisering. Der eksisterer imidlertid ikke gode data for kvalitet på hjemmehjælpsområdet, ligesom data for fx medarbejdervilkår ikke er til rådighed for analysen. Rapporten fokuserer derfor på de mere snævre økonomiske effekter af godkendelsesmodellen, som ligger *udover* eventuelle samfundsøkonomiske effekter hidrørende fra potentielle ændringer i kvalitet, medarbejderforhold, forsyningssikkerhed, vidensoverførsel og innovation.

Skal analyserne derfor være retvisende for de samlede samfundsøkonomiske effekter vil dette hvile på en antagelse om, at den private fritvalgskonkurrence ikke systematisk påvirker *øvrige* samfundsøkonomiske effekter i hverken opadgående eller nedadgående retning. Hvorvidt denne antagelse er realistisk, er ikke muligt at vurdere. Dog kan det pointeres, at der gælder de samme formelle kvalitetsstandarder for kommunen og de private leverandører, ligesom der ikke empirisk synes at være en stærk forventning til samlede kvalitetsforskelle mellem offentlig og privat hjemmehjælp, da offentlige og private leverandører måske i stedet er gode til noget forskelligt afhængig af hvilket kvalitetsparameter, der ses på (Stolt, Blomquist og Winblad, 2011; Quartz+CO, 2014).

Det kan hævdes, at fx selve det frie valg mellem kommunen og et antal private leverandører udgør en kvalitetsgevinst, og rapporten undersøger dermed, hvorvidt der *udover* eventuelle oplevede kvalitetseffekter ved at *have* et frit valg, er økonomiske effekter for kommunen. Det er i denne forstand, økonomiske effekter forstås i rapporten. Når vi taler om økonomiske effekter, er det endvidere vigtigt at være opmærksom på, at der er tale om *indirekte* økonomiske effekter, da de økonomiske effekter ikke følger af en direkte priskonkurrence under godkendelsesmodellen, men vil skyldes indirekte effekter fra fx skalafordele, ændrede muligheder for planlægning og kapacitetsudnyttelse, transaktionsomkostninger, ændret omkostningsbevidsthed og læring.

For det andet indebærer det anvendte begreb for økonomiske effekter, at der er fokus på kommunens *omkostninger* og ikke på regnskabsførte udgifter, der ofte lægges til grund i effektberegninger ved konkurrenceudsættelse (Houlberg og Petersen, 2012; Kristensen, 2014). Da fritvalgsordningen medfører et krav til kommunerne om at opgøre de samlede direkte og indirekte timeomkostninger for de forskellige ydelsestyper, fås et mere retvisende billede af de reelle økonomiske effekter sammenlignet med en situation, hvor der kun ses på udgifter. Disse udgifter vil ofte ikke medtage alle direkte og indirekte omkostninger, såsom afskrivninger på bygninger samt indirekte omkostninger til administration og ledelse, der konteres uden for leverandørvirksomheden. Ved at kræve, at kommunerne indregner disse omkostninger i deres timepriser, og ved at KL i *øvrigt* specificerer retningslinjer for timeprisberegningen

(Socialministeriet og KL, 2007), fås i denne analyse et godt grundlag for at vurdere konkurrenceudsættelsens betydning for de reelle kommunale omkostninger. Indtil 1. april 2013 havde kommunerne pligt til at offentliggøre timepriserne på fritvalgsdatabasen den 1. januar i året baseret på seneste budget og regnskab (Socialministeriet og KL, 2007; Udbudsportalen, 2014). Efter den endelige regnskabsaflæggelse i april/maj kan timepriserne justeres, og regnskabsaflæggelsen medfører ligeledes en eventuel justering af sidste års timepriser og dermed en mulig efterregulering af betalingen til både de private leverandører og den kommunale udførerdelt (Socialministeriet og KL, 2007). Der anvendes i denne analyse timepriserne per 1. april i året (for yderligere information om timepriser og validiteten af disse se afsnit 2.4).

## **2.3 Undersøgelsen baserer sig på statistiske analyser for alle 98 kommuner 2008-2013**

Sammenhængen mellem graden af privat fritvalgskonkurrence og kommunernes økonomiske omkostninger undersøges primært ved kvantitative analyser. Til at informere den kvantitative analyse anvendes baggrundsinformation fra dokumentstudier, med fokus på de kommunale og private leverandørers oplevelse af godkendelsesmodellen, samt baggrundsinterviews med en række kommunale nøglepersoner. I de kvantitative analyser er der mulighed for at undersøge sammenhængen på tværs af alle 98 kommuner, ligesom det statistisk er muligt at holde alternative faktorer konstant for derved at komme tættere på den isolerede sammenhæng mellem fritvalgskonkurrencen og de økonomiske omkostninger.

I undersøgelsen analyseres de 98 kommuner med data fra 2008 til 2013. Afgrænsningen af denne dataperiode skyldes, at timepriserne i første år efter kommunalreformen i 2007 kan være fejlbehæftede, samt at lovændringen i april 2013 betød, at det herefter ikke længere var obligatorisk for kommunerne at indberette deres timepriser. Dataene organiseres som et paneldatasæt, hvor vi har observationer for 98 kommuner over 6 år. Det vil sige et datasæt med i princippet  $98 \times 6 = 588$  observationer. Da 2-4 kommuner i et eller flere af årene ikke har anvendt godkendelsesmodellen, og da der for enkelte variable er mindre datamangler, vil antallet af observationer i de enkelte analyser i praksis være mellem 522 og 540 i analyserne med den private markedsandel som forklarende variabel<sup>1</sup>.

En stor fordel ved den kvantitative metode er, at den muliggør kontrol for tredjevariable, der potentielt påvirker de økonomiske omkostninger og/eller graden af privat fritvalgskonkurrence. Når vi ser på betydningen af den private markedsandel for kommunernes timepriser, kan vi således forestille os en række faktorer, der kan kontaminere den reelle effekt af konkurrenceudsættelsen. Eksempelvis kan man forestille sig forskelle i kommunernes produktionsvilkår, hjemmehjælpsmodtagernes plejebehov og efterspørgsel efter tilkøbsydelse samt forskelle i kommunernes serviceniveau, der potentielt påvirker både timepriser og den private markedsandel.

Ved statistisk at kontrollere for disse alternative forklaringsfaktorer er ambitionen at få et mere retvisende estimat for sammenhængen mellem den private markedsandel og de økonomiske omkostninger.

---

<sup>1</sup> Antallet af observationer vil være lidt mindre, når antallet af private leverandører inddrages som kontrol, idet denne er beregnet som en logaritmisk transformation, hvor observationer med værdien 0 udgår.



Kontrollen for disse observerbare tredjevariable udelukker imidlertid ikke, at uobserverbare forhold kan give anledning til såkaldte selektionsproblemer (Gujarati, 2003; Wooldridge, 2009) og dermed begrænse mulighederne for at drage *kausale* tolkninger om sammenhængen mellem fritvalgskonkurrence og omkostninger i den kommunale hjemmehjælp. Selektionsproblemerne udspringer af, at det ikke kan antages at være tilfældigt, hvilke kommuner, der har få eller mange borgere, der vælger en privat leverandør – eller i hvilke kommuner, der er få eller mange private leverandører. Borgernes valg af privat leverandør kan fx være påvirket af lokale historiske, kulturelle eller geografiske forhold, af kvalitet og stabilitet i den kommunale hjemmehjælp eller af andre uobserverbare forhold, som både kan have betydning for borgernes tilbøjelighed til at vælge private leverandører og for de kommunale hjemmehjælpsomkostninger.

### 2.3.1 Statistisk analyse med fixed effects

Analysen gør brug af to strategier til at holde alternative faktorer konstant. For det første muliggør paneldatastrukturen at håndtere de ovennævnte selektionsproblemer med såkaldte 'fixed effects'-modeller (FE), hvor kommunespecifikke faktorer holdes konstante og alle tidskonstante, uobserverede forskelle mellem kommunerne derved opfanges. Denne strategi betegnes i analysen som en "*ændringsanalyse*", da den analyserer samvariationen mellem ændringer i privat markedsandel og ændringer i økonomiske omkostninger over tid inden for den enkelte kommune. På baggrund af samvariationen over tid inden for alle 98 kommuner findes den gennemsnitlige samvariation for kommunerne som udtryk for den gennemsnitlige effekt. Ved specifikt at betragte ændringer over tid skabes gode betingelser for at holde alternative faktorer konstante, da vi udover at kontrollere for en række indikatorer inkluderet i analyserne, som nævnt også kontrollerer for uobserverede faktorer, der er tidskonstante inden for den enkelte kommune. Fixed effects metoden indebærer formelt, at kommunespecifikke forhold holdes konstante ved at fratrække kommunespecifikke gennemsnitsværdier for alle variable og herefter analysere samvariationen. Dette betyder, at vi analyserer ændringer over tid inden for den enkelte kommune forstået som forskellen mellem en given observation og dennes kommunespecifikke gennemsnitsværdi. Det er i denne forstand, at vi taler om en ændringsanalyse.

Fixed effects metoden er hensigtsmæssig, da vi ofte ikke har observerede indikatorer for alle relevante forklaringsfaktorer, ligesom de variable, vi rent faktisk inkluderer, kan være upræcist målt. Faktorer, som kan være svære at observere, er fx en historisk betinget tilstedeværelse af private leverandører, en kommunespecifik konteringspraksis og timeprisopgørelse samt svært observerbare forskelle i plejebehov og produktionsvilkår. Såfremt disse forhold er konstante, eller relativt konstante, over tid *inden for* den enkelte kommune, kontrollerer analysen af ændringer for disse forskelle. Dette efterlader ændringsanalysen med den opgave at kontrollere for faktorer, der ikke er konstante over tid, samt at være opmærksom på en eventuel omvendt kausalitet eller tovejskausalitet, hvor timepriserne i stedet påvirker den private markedsandel, eller hvor timepriser og privat markedsandel gensidigt påvirker hinanden.

Dokumentstudierne med fokus på de private leverandører tyder dog ikke på, at de private leverandører vælger kommuner på baggrund af deres timepriser. Derimod peger de private leverandører på, at de vigtigste faktorer for beslutningen om at søge om godkendelse i en kommune knytter sig til lokal forankring, nuværende fysisk tilstedeværelse, hvor nabokommuner udgør et oplagt marked, og

indtjeningsmuligheder (Ankestyrelsen, 2004; Quartz+CO, 2014). Indtjeningsmuligheder påvirkes, ifølge leverandørerne, især af volumen, kørselsafstande og eksisterende markedsmæthed, og altså ikke i betydeligt omfang af timepriserne (Ankestyrelsen, 2004). Derudover er en privat leverandørs beslutning om at søge godkendelse i en kommune grundet høje timepriser ikke i sig selv nok til at medføre omvendt kausalitet, da den private markedsandel i sidste ende ikke afhænger af de private leverandørers beslutning om at søge godkendelse, men af *brugernes* valg af en privat leverandør i den pågældende kommune.

### 2.3.2 Statistisk analyse uden fixed effects

En mulig udfordring ved ændringsanalysen er, at den kun estimerer sammenhængen på baggrund af de ændringer, som opstår over tid inden for den enkelte kommune (*within variation*), hvorimod den ekskluderer den variation, der er mellem kommuner (*between variation*). Dette betyder også, at ændringsanalysen ikke skelner mellem det initiale niveau for privat fritvalgskonkurrence og omkostninger, men kun ser på ændringer fra det gennemsnitlige niveau inden for den enkelte kommune. Det er dermed en forudsætning for at finde signifikante sammenhænge i ændringsanalysen, at der sker *ændringer* inden for den enkelte kommune. Hvis en høj grad af privat fritvalgskonkurrence allerede i udgangsåret har manifesteret sig i et reduceret eller øget omkostningsniveau, vil dette ikke blive opfanget i den fixed effects baserede ændringsanalyse. For at udnytte al den variation, som både findes over tid og på tværs af kommuner, foretages derfor en supplerende statistisk analyse, der tillader dette. Denne analyse kalder vi en "*niveau- og ændringsanalyse*", da den både anvender variation på tværs af kommuner og variation inden for den enkelte kommune over tid. Udfordringen ved denne niveau- og ændringsanalyse er dog, at den udgør et mindre stærkt grundlag end ændringsanalysen for at drage kausale konklusioner. I forhold til at drage kausale slutninger om effekten af fritvalgskonkurrence, hviler niveau- og ændringsanalysen således på en antagelse om, at alle relevante tredjevariable er inkluderet, uanset om de er konstante eller varierer over tid (samt fravær af omvendt kausalitet). Dette adskiller sig fra ændringsanalysen, som for at beskrive den kausale effekt "kun" kræver kontrol for relevante tidsvariante variable og fravær af omvendt kausalitet.

Udover ovenstående statistiske analyser er der foretaget dokumentstudier med fokus på de kommunale og private leverandørers erfaringer med godkendelsesmodellen (Ankestyrelsen, 2004; Quartz+CO, 2014) samt gennemført fire interviews med i alt fem respondenter, der tilsammen er brugt som baggrundsinformation. Informanterne udgøres af tre kommunale fagchefer for ældreområdet og to repræsentanter fra Økonomisk Sekretariat i Kommunernes Landsforening, som blev bedt om at vurdere de økonomiske konsekvenser af frit valg under godkendelsesmodellen. De kommunale fagchefer blev udvalgt med henblik på at sikre variation i de interviewede kommuners overordnede økonomiske og styringsmæssige rammer. Fagcheferne kom således fra en hovedstadskommune med et lavt økonomisk pres og befolkningsvækst, en vestsjællandsk kommune med et højt økonomisk pres og befolkningsstagnation og endelig en vestjysk kommune med både højt økonomisk pres og befolkningstilbagegang.

## 2.4 Hvordan måles analysens variable?

På baggrund af analysestrategien er hovedudfordringen at kontrollere for tredjevariable, der kan påvirke de økonomiske omkostninger, og potentielt også samvarierer med den private fritvalgskonkurrence. I ligningen herunder ses foruden den private markedsandel de medtagne tredjevariable:

$$\begin{aligned} & \text{Økonomiske omkostninger}_{it} \\ &= \alpha_i + \text{Privat markedsandel}_{it} + \text{Produktionsvilkår}_{it} + \text{Brugerkarakteristika}_{it} \\ &+ \text{Serviceniveau}_{it} + \text{Ressourcepres}_{it} + \text{Ideologi}_{it} + \text{år}_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Ligningen forudsiger, at de økonomiske omkostninger påvirkes af den private markedsandel, men også af en række øvrige faktorer, som potentielt kan påvirke de økonomiske omkostninger og dermed maskere den faktiske sammenhæng mellem den private markedsandel og de økonomiske omkostninger i hjemmeplejen. Ligningen viser i den sammenhæng, at fixed effects metoden kontrollerer for alle tidskonstante kommunespecifikke faktorer ( $\alpha_i$ ) og generelle tidstrends i data via årsummies ( $\text{år}_t$ ). De inkluderede kontrolvariable er derudover de lokale produktionsvilkår, karakteristika ved hjemmehjælpsmodtagerne såsom plejebenhov og efterspørgsel efter tilkøbsydelser, serviceniveauet på hjemmehjælpsområdet, kommunens generelle ressourcepres og den politiske ideologi. I det følgende gennemgås baggrunden for at medtage disse faktorer samt de valgte indikatorer.

#### 2.4.1 Måling af økonomiske omkostninger

De *økonomiske omkostninger* måles som kommunernes opgjorte timepriser for praktisk hjælp, personlig pleje i hverdagstimer og personlige pleje på øvrige tider. Disse priser har den fordel, at de opgøres efter et omkostningsprincip og standardiserede retningslinjer (Socialministeriet og KL, 2007). Timepriserne indfanger de af kommunerne opgjorte kommunale omkostninger ved hjemmehjælp med undtagelse af de transaktionsomkostninger, som ikke direkte kan henføres til den leverede opgave (Udbudsportalen, 2014). Det vil sige, at timepriserne, foruden de direkte omkostninger i kommunens udførerdelt, indeholder indirekte omkostninger til fx forsikringer, bedriftssundhedstjeneste, ledelse, sekretær, IT, administration af løn og personale, centrale puljer, husleje, afskrivning og forrentning (Socialministeriet og KL, 2007; Udbudsportalen, 2014) men ikke de indirekte omkostninger, som vedrører udgifter (i myndighedsfunktionen) til fx godkendelse, monitorering og koordinering med de private leverandører<sup>2</sup>.

På trods af den standardiserede prisvejledning, vil kommunerne i praksis anvende et element af skøn i opgørelsen, og forskellige beregningsmetoder kan i praksis lægges til grund i kommunerne. Dertil kommer, at kommunerne kan have et incitament til at underrapportere timepriserne i forhold til de reelle omkostninger (Ankestyrelsen, 2004). Dokumentstudierne viser således, at private leverandører i flere omgange har fremhævet, at de opgjorte timepriser har været lavere end de reelle kommunale omkostninger, hvilket også har ført til klager til Konkurrencerådet. Disse klager har vedrørt, om timepriserne reelt var baseret på udførte og ikke blot visiterede timer, mangelfuld medtagelse af samtlige omkostninger og manglende efterregulering af timepriserne (Socialministeriet og KL, 2007). Man kan spekulere i, om en sådan underrapportering er større i kommuner med en større privat markedsandel, da en underrapportering derved betyder en større positiv indvirkning på områdets økonomi. I så fald vil dette medføre, at en eventuel positiv sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne kan være undervurderet, mens en negativ sammenhæng kan være overvurderet.

---

<sup>2</sup> Eventuelle transaktionsomkostninger knyttet til samarbejdet med de private leverandører må i princippet ikke indregnes i timepriserne, da disse skal afspejle omkostningerne ved at producere en *kommunal* hjemmehjælpstime.

Hvis en kommune på tværs af årene har underrapporteret timepriserne, udgør dette ikke et problem i ændringsanalysen, da eventuelle tidskonstante under- eller overrapporteringer opfanges af fixed effects-modellen. I ændringsanalysen skaber en eventuel underrapportering med andre ord kun bias, hvis der i den enkelte kommune er en stigende eller faldende underrapportering i analyseperioden. Omvendt er en modsat bias også mulig, hvis en kommune grundet fx politiske præferencer overrapporterer timepriserne for at tiltrække flere private leverandører. Sidstnævnte mulighed kontrolleres der også for i ændringsanalysen, såfremt de politiske præferencer er konstante over tid, ligesom der også er medtaget en kontrolvariabel for ændringer i partisammensætningen i byrådet.

En mulig måde at håndtere varierende opgørelsesmetoder og strategisk prisfastsættelse er at lægge vægt på ændringsanalysen, da bias herved undgås såfremt principperne for den enkelte kommunes prisfastsættelse er konstant over tid. Hvis en kommune, som følge af en høj grad af privat fritvalgskonkurrence, af strategiske grunde vælger at underestimere omkostningerne er det dog en heroisk antagelse, at en sådan underrapportering over tid er upåvirket af eventuelle ændringer i, hvor mange borgere der vælger en privat leverandør. Ved stigende privat markedsandel kan kommunerne tværtimod have et stigende incitament til at underestimere timepriserne. Samtidig må det forventes, at ikke-medregnede transaktionsomkostninger vil være større i kommuner med en højere privat markedsandel, da transaktionsomkostninger knyttet til samarbejdet med de private leverandører principielt ikke må indregnes i timepriserne. Disse forhold kan medføre en negativ bias i sammenhængen mellem ændringer i den private markedsandel og ændringer i kommunernes timepriser. En negativ bias vil sige, at de estimerede effekter vil undervurdere en omkostningsforøgende effekt og overvurdere en omkostningsreducerende effekt af den private markedsandel.

En anden mulig udfordring ved timepriserne som omkostningsindikator består i, at timepriserne i analysen måles det pågældende år<sup>3</sup>, og dermed ikke nødvendigvis tager højde for eventuelle efterreguleringer. Kommunerne har haft mulighed for at indrapportere eventuelle efterreguleringer til fritvalgsdatabasen, men har ikke været forpligtede til det<sup>4</sup> og må derfor antages at have gjort det i varierende grad. Såfremt en sådan praksis skal have betydning for resultaterne kræves det, at den enkelte kommune ikke er konsistent i sin indberetningspraksis over tid, og at en sådan inkonsistens er relateret til ændringer i kommunens private markedsandel.

Relateret hertil antages det i analysen, at der ikke er tale om tidsforskudte effekter, men at den private markedsandel påvirker de kommunale priser i samme år, som den private markedsandel ændres. Hvis de kommunale produktionsomkostninger påvirkes som følge af mistede stordriftsfordele, ændrede muligheder for effektiv planlægning og kapacitetsudnyttelse eller øget kommunal omkostningsbevidsthed, er det mest sandsynligt, at dette sker allerede i det år, hvor den private markedsandel ændres, og ikke først indfinder sig i året efter. Om end tidsforskydning ikke forekommer sandsynlig, er der alligevel gennemført en robusthedsanalyse, hvor den private markedsandel er forskudt et år bagud i tid, for at undersøge om en

---

<sup>3</sup> Timepriserne er målt 1. april i året. Desuden er der foretaget robusthedstest med priserne 1. juli i året, hvilket ikke ændrer på resultaterne (og derfor ikke angives i rapporten).

<sup>4</sup> Kommunerne var i perioden 2008 til 2013 ikke forpligtet til at eftergulere de indberettede timepriser til fritvalgsdatabasen. Fritvalgsdatabasens system tillod dog kommunerne at indberette en sådan efterregulering med tilbagevirkende kraft. Da alle data til brug for analysen er indhentet i 2015, vil de anvendte timepriser indfange en sådan eventuel efterregulering bagud i tid.

eventuel økonomisk effekt af ændret fritvalgskonkurrence først sætter sig spor i kommunernes timepriser året efter ændringen (se appendiks 1, tabel 7).

#### 2.4.2 Måling af privat markedsandel

Den primære uafhængige variabel er *privat fritvalgskonkurrence*, der måles ved den private markedsandel. Der gennemføres to ændringsanalyser for hver ydelse, da der foruden hovedanalysen med den private markedsandel gennemføres en alternativ analyse, hvor der også kontrolleres for leverandørantallet. Den private markedsandel er målt ved andelen af hjemmehjælpsmodtagere, der for de enkelte ydelsestyper anvender en privat leverandør.

En mulig udfordring i denne sammenhæng er, at det ikke er muligt at bestemme den respektive private markedsandel for praktisk hjælp og personlig pleje for den gruppe af hjemmemodtagere, der er visiteret til *både* praktisk hjælp og personlig pleje. For disse personer er der således kun tilgængelige data på, om modtagerne benytter en privat leverandør, men det fremgår ikke, hvor stor en andel, der anvender den private leverandør til den ene eller begge af ydelserne. Derfor anvendes de private markedsandele, der findes for modtagere af *udelukkende* praktisk hjælp og *udelukkende* personlig pleje, som indikatorer for fritvalgskonkurrencen for den pågældende ydelse.

Hermed fås den mest præcise indikator for fritvalgskonkurrencen for ydelsen, såfremt udviklingen i disse private markedsandele i hovedsagen svarer til udviklingen i de private markedsandele for modtagere af både personlig pleje og praktisk hjælp. Denne antagelse synes sandsynlig, idet der ikke er grund til at antage, at udviklingen i de private markedsandele for fx personlig pleje skulle være væsensforskellig for de borgere, der udelukkende modtager personlig pleje, og de borgere, der både modtager praktisk hjælp og personlig pleje. Denne tolkning støttes af, at der godt nok er en højere privat markedsandel for personlig pleje blandt de borgere, der både modtager praktisk hjælp og personlig pleje, end blandt de borgere, der udelukkende modtager personlig pleje, men at denne niveauforskel mellem de to grupper stort set er konstant på tværs af kommunerne<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Dansk Industri har fået foretaget et særudtræk fra Danmarks Statistik, der bl.a. viser de private markedsandele for henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje for de borgere, der både modtager praktisk hjælp og personlig pleje. Disse særudtræk har Dansk Industri stillet til rådighed for analysen, men da data kun dækker årene 2012 og 2013, er det ikke muligt at inddrage disse i den samlede analyse af udviklingen fra 2008-2013. Som baggrundsanalyse er data derimod anvendt til at foretage korrelationsanalyser baseret på niveauerne for de private markedsandele i 2012 og 2013 for henholdsvis udelukkende-modtagerne og både-og-modtagerne. For personlig pleje var korrelationen mellem de private markedsandele for udelukkende-modtagere og både-og-modtagere 0,90 i 2012 og 0,89 i 2013. For praktisk hjælp var korrelationen mellem de private markedsandele for udelukkende-modtagere og både-og-modtagere 0,83 i 2012 og 0,82 i 2013. Disse korrelationer – tæt på den maksimale værdi på 1,0 – betyder, at der på tværs af kommunerne er en høj korrelation mellem niveauet for den private markedsandel for både-og-modtagerne og udelukkende-modtagerne. Niveauet for den private markedsandel kan i den enkelte kommune variere mellem både-og-modtagerne og udelukkende-modtagerne, men i de kommuner hvor der er en høj privat markedsandel for både-og-modtagerne er der tilsvarende også en høj privat markedsandel for udelukkende-modtagerne. Dette gælder for både personlig pleje og praktisk hjælp. For rapportens hovedanalyse betyder dette, at vi med stor sandsynlighed ville have fået næsten ensartede resultater for den private markedsandels betydning i analyser, der forklarer forskelle i timeprisernes *niveau*, hvis både-og-modtagerne også havde været inddraget i analysen. Da vi ikke har data for både-og-modtagerne i hele perioden 2008-2013 ved vi ikke med sikkerhed, om der også på tværs af kommunerne er en høj korrelation mellem ændringerne over tid for den private markedsandel for både-og-modtagerne og udelukkende-modtagerne. Men det forhold at niveau-korrelationerne er stort set identiske i 2012 og 2013 indikerer, at der også over tid er en relativ høj korrelation mellem udviklingen i den private markedsandel for henholdsvis både-og-

Som yderligere robusthedstest er analyserne endelig repliceret med private markedsandele estimeret for modtagerne af *både* praktisk hjælp og personlig pleje. Analyserne med disse estimerede markedsandele kan variere lidt fra hovedanalyserne, hvis den private markedsandel for både-og-modtager har et meget afvigende niveau eller udvikler sig anderledes over tid end for de individuelle ydelser. Dette synes dog ikke at være tilfældet givet resultaterne fra robusthedsanalyserne, som ligger tæt op ad hovedanalysens resultater (se appendiks 2, tabel 8, hvor også metoden til at estimere de private markedsandele er beskrevet).

### 2.4.3 Måling af kontrolvariable

Som kontrolvariable er for det første medtaget kommunale *produktionsvilkår*, som potentielt kan påvirke kommunens timepriser og/eller de private leverandørers interesse i at drive forretning i kommunen. Som indikatorer herfor er medtaget antallet af ydelsesmodtagere, andelen af modtagere med færre end 2 visiterede timer samt en eventuel inddeling af hjemmehjælpsområdet i distrikter. Disse faktorer er medtaget for at indfange skalaeffekter, da flere ydelsesmodtagere kan betyde en spredning af de faste omkostninger på flere brugere, da kortere besøg kan øge transportomkostningerne relativt til den udførte pleje, og da en distriktsinddeling kan gøre det mere attraktivt at blive godkendt i kommunen, hvis borgerne eksempelvis bor mindre spredt i nogle distrikter, eller hvis den private leverandør ikke har kapacitet til at varetage hjemmehjælpen i hele kommunens område (Ankestyrelsen, 2004; Bækgaard, 2011).

For det andet er der inkluderet indikatorer for *brugerkarakteristika*, hvor der ikke mindst tænkes på plejebehovet (Houlberg, Kollin, Nørgaard og Panduro, 2014; Fredslund og Rasmussen, 2015), der både kan sætte sig i timepriserne og de private incitamenter til at drive leverandørvirksomhed. Plejebehov måles ved andelen af hjemmehjælpsmodtagere over 85 år. Et andet brugerkarakteristika, som teoretisk kan have betydning, er modtagernes efterspørgsel efter tilkøbsydelser (Brogaard og Hjelm, 2014), som er målt med den disponible indkomst for de ældre i kommunen. Denne variabel er imidlertid fravalgt i de endelige modeller, da den kun synes at have lille betydning og samtidig er tæt korreleret med kommunens generelle ressourcepres, der i stedet er medtaget som kontrolvariabel (se nedenfor). Den relativt beskedne volumen for og betydning af tilkøbsydelser er også et fund fra tidligere undersøgelser af hjemmehjælpsområdet (Ankestyrelsen, 2004; Brogaard og Hjelm, 2014).

Kommunens *serviceniveau* på hjemmehjælpsområdet er en tredje faktor, som kan påvirke både timepriser og den private fritvalgskonkurrence, og som kontrol herfor inkluderes det gennemsnitlige antal visiterede ugetimer pr. ydelsesmodtager. Antallet af ugetimer kan selvfølgelig også være påvirket af en mere restriktiv visitation, der tildeler færre og mere tidskrævende ældre hjemmehjælp, men dette håndteres i den forstand, at der samtidig kontrolleres for modtagernes alder og dermed et aldersbestemt plejebehov<sup>6</sup>.

---

modtagere og udelukkende-modtagere. Stiger for eksempel den private markedsandel for udelukkende-modtagerne af praktisk hjælp i en kommune, stiger den sandsynligvis også for praktisk hjælp blandt både-og-modtagerne i kommunen. Samlet indikerer dette, at resultaterne af analysen ikke ville have været væsensforskellige, hvis både-og-modtagerne også havde været inddraget. De uvægtede gennemsnitlige private markedsandele for både-og-modtagerne i 2013 var i øvrigt 11,7 % for personlig pleje og 23,6 % for praktisk hjælp, mens de tilsvarende andele for udelukkende-modtagerne var henholdsvis 7,3 % og 46,1 %.

<sup>6</sup> Det er muligt, at ugetimer pr. ydelsesmodtager er endogen i forhold til timepriserne, således at en stigning i timepriserne medfører, at kommunerne reducerer timetallet for at holde de totale hjemmehjælpsudgifter i ro.

Kommunens generelle *ressourcepres* er også en relevant tredjevariabel, da det muligvis er sådan, at kommuner som generelt har færre økonomiske ressourcer også har lavere timepriser, eksempelvis som følge af en mere effektiv drift og/eller lavere kvalitetsstandarder. Ressourcepresset måles ved en indikator for økonomisk pres, der angiver kommunens socialt og demografisk betingede udgiftsbehov sat i forhold til kommunens beskatningsgrundlag efter kommunal udligning og tilskud. Indikatoren er indekseret til 100 i de enkelte år, således at en værdi over 100 udtrykker et økonomisk pres over gennemsnittet i året. Da variabelen årligt indekseres til gennemsnit 100 udtrykker en ændring over tid en ændring i kommunens *relative* økonomiske pres sammenlignet med de øvrige kommuner.

Sluttelig er der medtaget en indikator for *politisk ideologi* i kommunen, da det kan være en teoretisk forventning, at byrådspolitikernes ideologi påvirker både prioriteringen af hjemmehjælpsområdet og betingelserne for at være privat fritvalgsleverandør i kommunen, selvom politikerne ikke som udgangspunkt kan påvirke brugernes valg af private leverandører (Foged og Aaskoven, 2015). Politisk ideologi måles som venstreorienterede mandaters andel af kommunalbestyrelsen, hvor venstreorienterede partier dækker over Socialdemokraterne, Socialistisk Folkeparti og Enhedslisten.

I tabel 1 herunder ses en oversigt over alle inkluderede variable samt deskriptiv statistik og datakilder for disse.

**Tabel 1. Deskriptiv statistik for inkluderede variable, 2008-2013.**

Variabel	Obs.	Middel	St.afv.	Min	Max	Kilde
Timepris - praktisk hjælp (DKK i 2013-priser)	573	396,7	56,9	259,6	601,1	Fritvalgsdatabasen 1. april
Timepris - personlig pleje i hverdagstimer (DKK i 2013-priser)	573	446,3	67,1	283,5	713,5	Fritvalgsdatabasen 1. april
Timepris - personlig pleje på øvrige tider (DKK i 2013-priser)	554	567,4	96,3	359,3	965,3	Fritvalgsdatabasen 1. april
Privat markedsandel for modtagere af kun praktisk hjælp (%)	560	38,3	17,5	0	96,2	Danmarks Statistik, Tabel AED12
Privat markedsandel for modtagere af kun personlig pleje (%)	560	5,2	8,4	0	74,8	Danmarks Statistik, Tabel AED12
Privat markedsandel for både-og-modtagere modtagere (%)	560	24,2	17,5	0	80,8	Danmarks Statistik, Tabel AED12
Privat markedsandel for modtagere af praktisk hjælp blandt både-og-modtagere (estimeret) (%)*	560	30,6	14,7	0	82,1	Danmarks Statistik, Tabel AED12
Privat markedsandel for modtagere af personlig pleje blandt både-og-modtagere (estimeret) (%)*	560	1,0	2,1	0	24,7	Danmarks Statistik, Tabel AED12
Antal private leverandører - praktisk hjælp	586	8,0	5,6	0	33	Fritvalgsdatabasen 1. april
Antal private leverandører - personlig pleje i hverdagstimer	585	3,8	3,1	0	21	Fritvalgsdatabasen 1. april
Antal private leverandører - personlig pleje på øvrige tider	586	3,5	3,0	0	20	Fritvalgsdatabasen 1. april
Antal modtagere af udelukkende praktisk hjælp	560	853	1083,6	42	9269	Danmarks Statistik, Tabel AED06
Antal modtagere af udelukkende personlig pleje	560	191	148,4	6	851	Danmarks Statistik, Tabel AED06
Antal modtagere af både praktisk hjælp og personlig pleje	560	709	701,9	30	6251	Danmarks Statistik, Tabel AED06

Andel praktisk hjælp modtagere med færre end 2 visiterede ugetimer (%)	559	98,5	4,4	44,2	100,0	Danmarks Statistik, Tabel AED06
Andel personlig pleje modtagere med færre end 2 visiterede ugetimer (%)	559	45,8	12,4	15,5	85,4	Danmarks Statistik, Tabel AED06
Distriktsinddeling (dummy) - praktisk hjælp	586	0,39	0,49	0	1	Fritvalgsdatabasen 1. april
Distriktsinddeling (dummy) - personlig pleje i hverdagstimer	585	0,39	0,49	0	1	Fritvalgsdatabasen 1. april
Distriktsinddeling (dummy) - personlig pleje på øvrige tider	586	0,39	0,49	0	1	Fritvalgsdatabasen 1. april
Andel modtagere af praktisk hjælp over 85 (%)	559	27,9	5,3	10,1	46,0	Danmarks Statistik, Tabel AED06
Andel modtagere af personlig pleje over 85 (%)	559	24,3	6,2	3,9	48,0	Danmarks Statistik, Tabel AED06
Gennemsnitligt antal ugetimer pr. modtager af praktisk hjælp	559	0,6	0,2	0,2	2,2	Danmarks Statistik, Tabel AED06 og AED022
Gennemsnitligt antal ugetimer pr. modtager af personlig pleje	559	5,5	2,1	1,1	19,0	Danmarks Statistik, Tabel AED06 og AED022
Økonomisk pres (indeks 100)	588	100,5	4,8	85,9	109,9	Økonomi- og Indenrigsministeriet
Andel venstreorienterede mandater (%)	582	44,9	13,1	10,5	78,9	KMD's valgarkiv

Note: \* 'Privat markedsandel for modtagere af praktisk hjælp/personlig pleje blandt både-og-modtagere (estimeret) (%)' er en beregning over, hvor stor en andel af både-og-modtagerne, som bruger en privat leverandør til henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje. Denne estimation af de private markedsandele for både-og-modtagere er baseret på den samlede private markedsandel for både-og-modtagerne gældende for begge ydelser samt de private markedsandele for modtagere af udelukkende én af ydelserne (se også note i appendiks 2 tabel 8). Dermed tager beregningen hensyn til, at de private markedsandele for henholdsvis udelukkende og både-og-modtagerne kan udvikle sig forskelligt. Grundet beregningsprincipperne er de estimerede markedsandele på et lavere niveau, end hvad der reelt er tilfældet, men dette er af lille praktisk betydning, da analysen fokuserer på ændringer over tid.



## 3 Resultater

### 3.1 Beskrivelse af hjemmehjælpsområdet og den private fritvalgskonkurrence 2008-2013

Før der går til de statistiske analyser præsenteres i det følgende nogle generelle udviklingstræk på hjemmehjælpsområdet i den analyserede periode, hvorefter også udviklingen i timepriser og de private markedsandele beskrives. Af tabel 2 fremgår overordnede udviklingstræk for hjemmehjælpsområdet baseret på absolutte tal og uvægtede gennemsnit i de 98 kommuner. Heraf ses, at hjemmehjælpsområdet overordnet kendetegnes af flere ældre, der dog indtil videre primært udgøres af en stigning i de relativt unge ældre under 80 år. Det stigende antal ældre har samtidig ikke medført en tilsvarende stigning i modtagere af hjemmehjælp på tværs af alle ydelser. Derimod viser tallene fra 2008 til 2013, at antallet af modtagere af praktisk hjælp er faldet med 19 %, at antallet af modtagere af begge ydelser er faldet med 16 %, mens brugertallet for udelukkende personlig pleje omvendt er steget med 8 %.

Overordnet indikerer tallene, at færre ældre tildeles praktisk hjælp i kommunerne, da der på trods af flere ældre er blevet markant færre modtagere af praktisk hjælp. Ændringen i antallet af brugere for personlig pleje er derimod mere beskeden. Endelig viser tabel 2, at den gennemsnitlige tid pr. ydelsesmodtager er reduceret med 18 % for praktisk hjælp og omvendt øget med 9 % for personlig pleje.

**Tabel 2. Strukturelle kendetegn ved hjemmehjælpsområdet, 2008-2013.**

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Udvikling 2008-2013
<b>Absolut tal - hele landet</b>							
Ældre over 65	852.959	875.731	902.782	933.941	968.131	999.903	17 %
Ældre over 80	225.035	226.852	227.507	228.503	230.361	232.681	3 %
Antal modtagere af praktisk hjælp	92.154	90.182	87.162	80.979	75.407	74.803	-19 %
Antal modtagere af personlig pleje	18.695	18.326	18.369	18.098	18.810	20.174	8 %
Antal modtagere af både praktisk hjælp og personlig pleje,	76.130	73.760	72.426	67.021	63.265	63.657	-16 %
<b>Gennemsnit pr. kommune (uvægtet)</b>							
Andel modtagere af praktisk hjælp over 85 (%)	24,8	26,2	27,2	28,6	29,8	30,7	24 %
Andel modtagere af personlig pleje over 85 (%)	23,2	23,7	24,2	24,4	25,2	25,5	10 %
Ugetimer pr. modtager af praktisk hjælp	0,6	0,6	0,6	0,5	0,5	0,5	-18 %
Ugetimer pr. modtager af personlig pleje	5,2	5,4	5,6	5,4	5,6	5,7	9 %

Note: De tre rækker med det absolutte antal hjemmehjælpsmodtagere er flere steder det estimerede antal, da nogle kommuner ikke har indberettet dette tal i enkeltår.

Tabel 3 viser udviklingen i den private fritvalgskonkurrence og timepriser (i faste 2013-priser) fra 2008 til 2013. For det første fremgår det, at godkendelsesmodellen som forventet har været anvendt i langt hovedparten af de 98 kommuner for både praktisk hjælp og personlig pleje udtrykt ved antallet af kommuner, som har indberettet timepriser det pågældende år. Derudover ses det, at den private fritvalgskonkurrence har været stigende for alle ydelsestyper både udtrykt ved andelen af modtagere, der

anvender en privat aktør, og antallet af private leverandører i den gennemsnitlige kommune. Den private markedsandel for praktisk hjælp er således steget med 50 % fra 2008 til 2013, mens den private markedsandel for personlig pleje er mere end fordoblet.

Denne generelle stigning dækker dog over fortsat store niveauforskelle for den private fritvalgskonkurrence for henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje. I 2013 anvendte 46,1 % af modtagerne af praktisk hjælp således en privat leverandør, mens det tilsvarende tal var 7,3 % for modtagerne af personlig pleje. Markedssituationen for henholdsvis praktisk hjælp og personlig er således meget forskellig, da den private markedsandel er betydeligt højere for praktisk hjælp end for personlig pleje. Denne forskel i markedssituationen viser sig endvidere i langt større kommunale forskelle i de private markedsandele for personlig pleje sammenlignet med praktisk hjælp, hvilket kan udtrykkes ved den såkaldte variationskoefficient<sup>7</sup>. Denne koefficient er således langt højere for personlig pleje sammenlignet med praktisk hjælp, og mens forskellene i de private markedsandele mellem kommuner fra 2008 til 2013 er reduceret med 28 % for praktisk hjælp er variationen mellem kommuner kun reduceret meget lidt for personlig pleje.

Ses der endelig på timepriserne udvikling i samme periode, fremgår det, at timepriserne på tværs af ydelser er øget med 15 % i faste priser, således at den gennemsnitlige kommunale omkostning til en times hjemmehjælp i 2013 var 415 kroner for praktisk hjælp, 467 kroner for personlig pleje i hverdagstimer og 591 kroner for personlig pleje på øvrige tider.

**Tabel 3. Udvikling i privat markedsandel og timepriser, 2008-2013.**

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Udvikling 2008-2013
<b>Antal kommuner med indberettede timepriser:</b>							
Kommuner med indberettet timepris - praktisk hjælp	96	96	96	94	96	94	-2 %
Kommuner med indberettet timepris - personlige pleje i hverdagstimer	96	97	96	95	95	94	-2 %
Kommuner med indberettet timepris - personlige pleje på øvrige tider	92	92	92	92	94	92	0 %
<b>Privat fritvalgskonkurrence:</b>							
Privat markedsandel for modtagere af kun praktisk hjælp i % (variationskoefficient i parentes)	30,8 (0,49)	34 (0,50)	37,2 (0,46)	39,9 (0,44)	42,2 (0,41)	46,1 (0,36)	50 % (-0,28 %)
Privat markedsandel for modtagere af kun personlig pleje i % (variationskoefficient i parentes)	3,5 (1,39)	3,9 (1,85)	5,0 (1,82)	5,5 (1,60)	6,1 (1,53)	7,3 (1,34)	109 % (-4 %)
Privat markedsandel for både-og-modtagere i % (variationskoefficient i parentes)	17,4 (0,82)	21,4 (0,80)	23,9 (0,75)	25,0 (0,68)	27,3 (0,65)	30,7 (0,58)	76 % (-29 %)
Antal private leverandører - praktisk hjælp (gennemsnit pr. kommune)	5,5	6,3	7,9	9,0	9,5	9,6	75 %
Antal private leverandører - personlig pleje i hverdagstimer (gennemsnit pr. kommune)	2,9	3,1	3,5	4,1	4,5	4,5	59 %
Antal private leverandører - personlig pleje på øvrige tider (gennemsnit pr. kommune)	2,7	2,9	3,2	3,8	4,1	4,2	53 %

<sup>7</sup> Variationskoefficienten er defineret som en variabels standardafvigelse divideret med gennemsnittet og er dermed et standardiseret mål for variationen omkring et gennemsnit.

<b>Kommunale timepriser:</b>							
Timepris (gennemsnit pr. kommune) - praktisk hjælp i 2013-priser (variationskoefficient i parentes)	360,2 (0,13)	372,8 (0,15)	391,4 (0,14)	421,7 (0,13)	419,4 (0,12)	415,2 (0,11)	15 % (-17 %)
Timepris (gennemsnit pr. kommune) - personlig pleje i hverdagstimer i 2013-priser (variationskoefficient i parentes)	406,3 (0,16)	418,0 (0,17)	446,2 (0,16)	472,6 (0,13)	469,0 (0,11)	466,7 (0,10)	15 % (-37 %)
Timepris (gennemsnit pr. kommune) - personlig pleje på øvrige tider i 2013-priser (variationskoefficient i parentes)	513,2 (0,17)	540,1 88 (0,18)	565,1 24 (0,19)	600,0 (0,15)	594,0 (0,15)	591,2 (0,14)	15 % (-20 %)

Note: Uvægtede gennemsnit for kommuner.

### 3.2 Sammenhængen mellem privat markedsandel og økonomiske omkostninger for praktisk hjælp

I tabel 4 er de statistiske analyser gennemført for *praktisk hjælp*. I de to primære modeller, model 1 og 2, er der foretaget analyser med fixed effects, hvor samvariationen mellem ændringer i den private markedsandel og ændringer i timepriserne er undersøgt. Disse ændringsanalyser er det primære grundlag for at drage kausale tolkninger om den private markedsandels effekt på de kommunale timepriser. I model 3 er der foretaget en analyse, hvor også forskelle i niveauer på tværs af kommuner er medtaget. Som nævnt i metodeafsnittet knytter der sig stærkere kausaltolkningsforbehold til model 3, der derfor primært indtager en supplerende status. En gevinst ved model 3 er dog, at den indeholder information om, hvordan de valgte kontrolvariable er korreleret med timepriserne, da forskelle mellem kommuner i denne sammenhæng kan være mere informative end udviklinger over tid i den enkelte kommune.

I model 1 fremgår det, at der er en statistisk signifikant og positiv sammenhæng mellem udviklingen i modtagerandelen med privat leverandør og udviklingen i timepriserne, når der kontrolleres for ændringer over tid i de øvrige inkluderede variable. Fortolkningen er, at en stigning i den private markedsandel på 5 procentpoint øger timepriserne med 4,3 kroner i faste 2013-priser ( $5 \cdot 0,858$ ). Sammenlignet med den gennemsnitlige timepris for praktisk hjælp fra 2008 til 2013 på 397 kroner svarer dette til en estimeret omkostningsforøgelse på 1,1 %.

Når vi i model 2 kontrollerer for antallet af private leverandører fremgår det, at den positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne bliver lidt stærkere. Såvel den statistiske signifikans som den substantielle størrelse af effekten er dog stort set upåvirket. Resultaterne i model 1 er med andre ord robuste overfor, om der kontrolleres for antal private leverandører. Af model 1 og 2 fremgår det endvidere, at ingen af kontrolvariablene bidrager signifikant til at forklare ændringer i timepriserne, når der ses bort fra den årlige tidstrend i timepriserne, som er stigende fra 2008 til 2011.

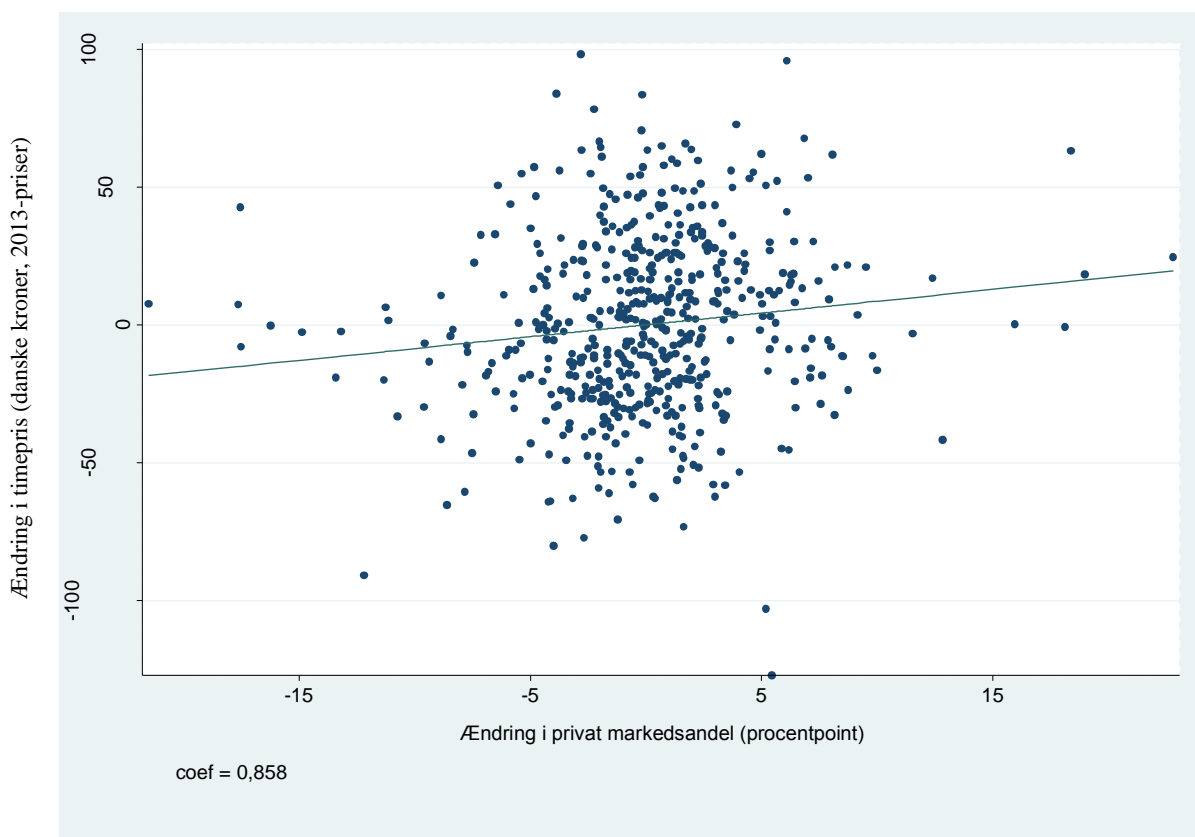
**Tabel 4. Sammenhængen mellem privat markedsandel og timepriser for praktisk hjælp 2008-2013.**

	Ændringsanalyse (FE)		Niveau- og ændringsanalyse
	(1) Timepris - praktisk hjælp	(2) Timepris - praktisk hjælp	(3) Timepris - praktisk hjælp
<b>Privat markedsandel</b>			
Andel modtagere med privat leverandør (%)	0,858** (2,04)	1,002** (2,51)	-0,0779 (-0,28)
Antal private leverandører (ln)		-3,010 (-0,35)	4,617 (0,68)
<b>Produktionsvilkår</b>			
Antal modtagere (ln)	0,526 (0,03)	4,195 (0,22)	-14,84** (-2,31)
Andel modtagere med færre end 2 ugentlige timer (%)	-0,203 (-0,16)	-0,129 (-0,11)	2,809*** (2,97)
Distriktsinddeling (dummy)	3,311 (0,21)	0,0424 (0,00)	-10,16 (-1,44)
<b>Plejebehov</b>			
Andel modtagere over 85 år (%)	-0,184 (-0,16)	-0,247 (-0,22)	0,822 (1,13)
<b>Serviceniveau</b>			
Antal ugetimer pr. modtager	18,73 (0,53)	19,31 (0,57)	47,52* (1,84)
<b>Kommunens ressourcepres</b>			
Økonomisk pres (index 100)	-0,927 (-0,81)	-0,924 (-0,80)	-0,223 (-0,28)
<b>Politisk ideologi</b>			
Andel venstreorienterede mandater (%)	-0,649 (-0,90)	-0,649 (-0,91)	0,407 (1,47)
<b>Tidstrend (reference = 2008)</b>			
2009	10,62** (2,09)	13,71** (2,37)	19,89*** (3,30)
2010	27,88*** (3,51)	29,83*** (3,31)	31,68*** (4,07)
2011	56,60*** (5,81)	59,08*** (5,35)	60,16*** (6,42)
2012	54,28*** (5,04)	56,91*** (4,63)	59,65*** (5,91)
2013	48,08*** (4,39)	51,19*** (4,24)	55,40*** (5,41)
Konstant	462,8** (2,31)	431,9** (2,16)	129,8 (0,96)
N	540	529	529
r <sup>2</sup>	0,359	0,358	0,237
F	12,10	12,07	10,04
Max DFBETA for "Privat markedandel"	-0,35704	0,363395	-0,29488
Max VIF	69,16	70,24	4,06
Estimationsmetode	FE	FE	OLS

Note: \*signifikansniveau 0,10, \*\* signifikansniveau 0,05, \*\*\* signifikansniveau 0,01. Standardfejl er robuste for fixed effects (FE) modellerne og klyngekorregerede for OLS-modellerne. t-test i parentes. 2013-priser.

På baggrund af model 1 kan man illustrere sammenhængen mellem ændringer i privat fritvalgskonkurrence og ændrede timepriser, når effekten af de øvrige kontrolvariable holdes konstant. Denne sammenhæng fremgår af figur 1, som dels viser den gennemsnitlige, positive sammenhæng baseret på de 540 observationer, og dels viser, at denne gennemsnitseffekt dækker over betydelige kommunale variationer.

**Figur 1. Den partielle sammenhæng mellem ændringer i den private markedsandel og ændringer i timepriser for praktisk hjælp, 2008-2013.**



Note: Estimeret på baggrund af model 1 i tabel 4.

Hovedkonklusionen for model 1 er som nævnt, at der er en statistisk signifikant og positiv sammenhæng mellem udviklingen i modtagerandelen med privat leverandør og udviklingen i timepriserne. Jo større andel af modtagerne af praktisk hjælp, der vælger en privat leverandør, jo større er de gennemsnitlige kommunale omkostninger ved at levere den tilsvarende ydelse. Denne indirekte økonomiske effekt af privat fritvalgskonkurrence indfinder sig, ifølge modellen, i samme år, som der sker en ændring i den private markedsandel. Hovedanalysen afspejler dermed den teoretiske forventning om, at en øget privat markedsandel sætter sig spor i kommunens priser allerede i året, hvor den private markedsandel ændres. Som robusthedsanalyse er dog gennemført en analyse, hvor den private markedsandel er forskudt et år bagud i tid for at undersøge, om en eventuel økonomisk effekt af ændret fritvalgskonkurrence først sætter sig spor i kommunernes timepriser året efter ændringen. Resultaterne herfra fremgår af appendiks 1 tabel

7 og viser generelt koefficientstørrelser tæt på hovedanalyserne<sup>8</sup>. Tendensen er, som forventet, at der er en stærkere og mere signifikant effekt på de kommunale timepriser i det år, hvor den private markedsandel ændres, end i det efterfølgende år. En øget privat markedsandel sætter sig med andre ord spor i kommunens timepriser i det år, hvor ændringen sker.

I forlængelse af den tidsforskudte analyse er der på baggrund af FE-analyserne i tabel 4 gennemført en såkaldt Granger kausalitetstest for at undersøge, om det på et empirisk grundlag er muligt at komme tættere på, hvilken vej kausaliteten mellem den private markedsandel og timepriserne løber (for beskrivelse af testprincipperne se Houlberg og Petersen, 2015: 23). En Grangertest udgør ikke et bevis på kausalretningen, men giver en empirisk indikation af kausalretningen baseret på grundprincippet om, at årsager ikke i tid kan komme *efter* de effekter, de antages at være årsag til. Den gennemførte Grangertest giver dog ikke nogen entydig indikation af, hvilken vej kausaliteten løber mellem privat markedsandel og kommunale timepriser for praktisk hjælp, men indikerer, at der kan være tale om en mere kompleks tovejskausalitet. Tolkningen af kausalretningen må derfor være teoretisk funderet. Baseret på overvejelserne i afsnit 2.3 er hovedtolkningen af den positive sammenhæng mellem udviklingen i den private markedsandel og udviklingen i timepriserne, at det er ændringer i den private markedsandel, der påvirker timepriserne og ikke omvendt.

Tolkningen er med andre ord, at en øget privat markedsandel for praktisk hjælp har en indirekte omkostningsforøgende effekt for de kommunale omkostninger ved at levere praktisk hjælp i og med, at fx kommunens stordriftsfordele reduceres, den kommunale planlægning og udnyttelse af arbejdskraftressourcerne udfordres, og der kan opstå øgede transaktionsomkostninger som følge af det øgede samspil med de private leverandører. Denne tolkning er i overensstemmelse med de økonomiske forventninger i forbindelse med indførelsen af frit valg på hjemmehjælpsområdet i 2003, hvor kommunerne blev økonomisk kompenseret af staten som følge af de forventede kommunale omkostningsforøgelser forbundet med det frie valg (Finansministeriet, 2002). Det er omvendt teoretisk mindre sandsynligt, at det i stedet er timepriserne, som påvirker den private markedsandel. Dels har tidligere undersøgelser vist, at timepriserne ikke er et vigtigt parameter for private leverandørers beslutning om at søge om godkendelse i en kommune. Dertil kommer, at den private markedsandel ikke automatisk stiger, fordi antallet af private leverandører øges, da dette i sidste ende vil afhænge af brugernes leverandørvalg.

Vendes opmærksomheden mod den supplerende niveau- og ændringsanalyse i tabel 4, model 3, ses det, at der ikke på tilsvarende vis estimeres en positiv sammenhæng mellem andelen af modtagere med privat leverandør og timepriserne. Derimod er koefficienten insignifikant og tæt på nul. Dette kan skyldes, at uobserverede tidskonstante faktorer (som der kontrolleres for i model 1 og 2) påvirker sammenhængen i model 3. Dette kan fx være historisk betingede forskelle i timepriser og fritvalgskonkurrence samt forskelle i konteringspraksis og beregningsprincipper, der maskerer den positive sammenhæng fundet i

---

<sup>8</sup> For den ene af ændringsanalyserne er sammenhængen dog lige netop ikke statistisk signifikant. Dette er dog ikke overraskende, da det teoretisk må forventes, at en øget privat markedsandel sætter sig spor i kommunens priser allerede i det år, hvor ændringen sker. Dertil kommer, at den tidsforskudte ændringsanalyse er baseret på færre observationer, da data fra 2008 udgår for alle variable med undtagelse af den private markedsandel.

ændringsanalysen. Eksempelvis kan man forestille sig, at kommunernes incitament til at underrapportere deres timepriser, når den private markedsandel er høj, særligt sætter sig spor, når vi analyserer korrelationen mellem *niveauforskelle* i kommunernes private markedsandele og timepriser.

I model 3 er flere af de inkluderede kontrolvariable signifikante og peger i den forventede retning. For det første synes der at være stordriftsfordele forbundet med praktisk hjælp, da flere ydelsesmodtagere giver signifikant lavere omkostninger, ligesom en større andel af korte hjemmehjælpsbesøg som forventet medfører en signifikant produktionsfordyrelse. Endelig giver et højere serviceniveau som forudsagt højere timepriser, mens der for praktisk hjælp ikke synes at være en sammenhæng mellem timepriser på den ene side og kommunens ressourcepres og politiske ideologi på den anden side.

### **3.3 Sammenhængen mellem privat markedsandel og økonomiske omkostninger for personlig pleje**

I tabel 5 analyseres fritvalgskonkurrencens betydning for timepriserne for personlig pleje. Hvor der for praktisk hjælp blev fundet en positiv sammenhæng mellem den private markedsandel og kommunernes timepriser, ser sammenhængen anderledes ud for personlig pleje. I tabel 5 er resultaterne angivet både for personlige pleje i hverdagstimerne (model 1 til 3) og personlig pleje på øvrige tider (model 4 til 6). Igen knytter hovedinteressen sig til ændringsanalyserne angivet i model 1 og 2 samt model 4 og 5.

#### **3.3.1 Personlig pleje i hverdagstimer**

Ses først på *personlig pleje i hverdagstimerne* analyserer model 1 og 2 ændringer over tid. I model 1 fremgår det, at der overordnet estimeres en negativ sammenhæng mellem modtagerandelen af privat personlig pleje og timepriserne, men at sammenhængen ikke er statistisk signifikant ved konventionelle signifikansniveauer. Dette gør, at vi efter konventionen ikke kan konkludere, at der er en sammenhæng mellem den private markedsandel og økonomiske omkostninger ved personlig pleje. Når der derudover tages forbehold for den mulige negative bias fra en strategisk kommunal prisfastsættelse er konklusionen, at der ikke kan observeres en sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne for personlig pleje i hverdagstimerne. Denne konklusion støttes yderligere af, at den negative koefficient bliver mindre, både substantielt og statistisk, når der kontrolleres for antallet af private leverandører i model 2.

Igen bidrager de inkluderede kontrolvariable i ændringsanalysen kun i begrænset omfang til at forklare timeprisændringer, når der ses bort fra den generelle tidstrend. Dog synes en relativ forværring af det økonomiske pres i kommunen at være korreleret med reducerede timepriser, hvilket er i tråd med vores forventning og fx kan fortolkes som en effektivisering eller besparelse i timepriserne drevet af øget økonomisk pres.

**Tabel 5. Sammenhængen mellem privat markedsandel og timepriser for personlig pleje, 2008-2013.**

	Ændringsanalyse (FE)		Niveau- og ændringsanalyse	Ændringsanalyse (FE)		Niveau- og ændringsanalyse
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)
<b>Privat markedsandel</b>						
Andel modtagere med privat leverandør (%)	-1,221 (-1,27)	-0,525 (-0,62)	-0,531 (-1,18)	-1,187 (-1,40)	-0,850 (-0,99)	-1,209** (-2,38)
Antal private leverandører (ln)		-18,63*** (-2,73)	-2,328 (-0,36)		-6,671 (-0,68)	11,06 (1,22)
<b>Produktionsvilkår</b>						
Antal modtagere (ln)	-9,961 (-0,97)	-4,985 (-0,51)	1,969 (0,27)	-22,92* (-1,89)	-15,07 (-1,25)	-4,222 (-0,46)
Andel modtagere med færre end 2 ugentlige timer (%)	0,126 (0,27)	0,421 (1,02)	0,457 (0,97)	0,321 (0,68)	0,275 (0,50)	1,319** (2,05)
Distriktsinddeling (dummy)	21,89 (1,56)	16,20 (1,25)	-18,35* (-1,96)	44,70* (1,91)	34,69 (1,37)	-8,648 (-0,57)
<b>Plejebehov</b>						
Andel modtagere over 85 år (%)	0,942 (1,65)	0,768 (1,24)	0,149 (0,21)	1,041 (1,50)	0,589 (0,77)	0,131 (0,12)
<b>Serviceniveau</b>						
Antal ugetimer pr. modtager	-2,349 (-0,69)	0,326 (0,11)	1,070 (0,35)	1,725 (0,53)	0,308 (0,08)	2,192 (0,67)
<b>Kommunens ressourcepres</b>						
Økonomisk pres (index 100)	-2,522* (-1,95)	-1,916 (-1,50)	-2,115** (-2,09)	-3,091* (-1,81)	-3,138* (-1,78)	-2,810** (-2,04)
<b>Politisk ideologi</b>						
Andel venstreorienterede mandater (%)	-1,306 (-1,15)	-1,595 (-1,39)	0,277 (0,85)	-2,712** (-2,47)	-2,887*** (-2,64)	0,416 (0,85)
<b>Tidstrend (reference = 2008)</b>						
2009	11,22** (2,16)	13,51** (2,33)	16,51*** (2,89)	22,20*** (3,18)	26,54*** (3,38)	30,82*** (4,19)



2010	42,11*** (4,64)	46,19*** (4,82)	43,22*** (5,35)	53,77*** (4,90)	60,00*** (4,88)	55,81*** (4,74)
2011	67,91*** (7,19)	75,86*** (7,50)	71,04*** (8,21)	87,84*** (8,24)	94,69*** (8,33)	89,01*** (7,44)
2012	63,15*** (6,60)	71,38*** (6,95)	70,00*** (8,08)	81,18*** (6,67)	87,70*** (6,94)	85,87*** (6,47)
2013	62,55*** (6,13)	71,38*** (6,60)	70,89*** (7,94)	79,54*** (6,69)	86,86*** (7,03)	85,46*** (6,67)
Konstant	750,0*** (4,29)	665,4*** (3,90)	574,0*** (5,58)	999,5*** (4,97)	995,1*** (4,75)	716,0*** (4,64)
N	538	518	518	522	499	499
r <sup>2</sup>	0,325	0,345	0,220	0,302	0,298	0,175
F	8,208	9,385	7,424	7,689	7,478	7,299
Max DFBETA for "Privat markedsandel"	0,596948	0,591063	-0,6063	0,333551	0,334007	-0,24568
Max VIF	19,38	20,96	2,18	18,89	20,35	2,26
Estimationsmetode	FE	FE	OLS	FE	FE	OLS

Note: \*signifikansniveau 0,10, \*\* signifikansniveau 0,05, \*\*\* signifikansniveau 0,01. Standardfejl er robuste for fixed effects (FE) modellerne og klyngekorrigerede for OLS-modellerne. t-test i parentes. 2013-priser.

Vendes opmærksomheden mod niveau- og ændringsanalysen i model 3 er koefficienten for den private markedsandel negativ, men igen substantielt lille og statistisk insignifikant. To af de inkluderede kontrolvariable er endvidere signifikante. Dette drejer sig om kommunens produktionsvilkår, hvor en distriktsinddeling associeres med lavere timepriser for personlig pleje i hverdagstimerne, hvorimod antallet af hjemmehjælpsmodtagere og varigheden af plejebesøgene ikke har signifikant betydning. Derudover fremgår det, at et højt økonomisk pres - ligesom i ændringsanalysen - er associeret med lavere timepriser, hvilket fx kan skyldes en mere effektiv drift og/eller lavere kvalitetsstandarder i de økonomisk mere pressede kommuner.

### 3.3.2 Personlig pleje på øvrige tider

Observeres nu sammenhængen for *personlig pleje på øvrige tider*, er fundene tæt på analoge til resultaterne for personlig pleje i hverdagstimerne. At resultaterne for personlig pleje i hverdagstimerne og på øvrige tider er relativt ens er ikke overraskende, da prisudviklingen for disse to ydelser må forventes at være tæt korreleret i den enkelte kommune. I ændringsanalyserne i model 4 og 5 er hovedresultatet, at der gennemgående findes en insignifikant (men dog negativ) effekt af den private markedsandel på kommunens omkostninger. Dette indikerer – også med tanke på den mulige negative bias i estimerne - fravær af en sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne for personlig pleje på øvrige tider.

Af kontrolvariablene i model 4 fremgår det desuden, at en forværring af det økonomiske pres reducerer de kommunale timepriser. Derudover er også ændringer i antallet af hjemmehjælpsmodtagere, eksistensen af en distriktsinddeling samt ændringer i byrådssammensætningen korreleret med signifikante ændringer i timepriserne, men fortegnene på disse variable synes ikke teoretisk meningsfyldte og indikerer, at disse opfanger alternativ variation.

Analysen i tabel 5, model 6, hvor der også anvendes variation på baggrund af kommunale niveauforskelle, ændrer ikke ved konklusionerne i ændringsanalyserne. Effekten af den private markedsandel på timepriserne er godt nok negativ og signifikant, men de metodiske udfordringer forbundet med niveau- og ændringsanalysen gør, at betydningen af dette resultat må nedtones ikke mindst i lyset af, at der i de primære modeller 4 og 5 ikke blev fundet en statistisk signifikant sammenhæng mellem privat markedsandel og timepriser. Igen kan dette resultat fx skyldes, at den mulige negative bias fra strategisk kommunal prisfastsættelse manifesterer sig stærkere for korrelationen mellem niveauer for den private markedsandel og timepriserne. Af kontrolvariablene i model 6 ses desuden, at flere korte besøg er associeret med højere omkostninger, ligesom et relativt højt økonomisk pres betyder lavere timepriser. At en større andel af hjemmehjælpsbesøg under to timer er associeret med højere priser i ydertimerne, og ikke i hverdagstimerne, synes meningsfuldt, da antallet af brugere vil være mindre i ydertimerne, hvorfor også kørselsafstanden til nærmeste borger, og dermed timepriserne, alt andet lige vil være større.

### 3.4 Er sammenhængen mellem den private markedsandel og de økonomiske omkostninger forskellig i sammenlægnings- og fortsætterkommunerne?

I foregående afsnit 3.4 så vi, at der i de statistiske analyser generelt blev fundet en positiv sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne for praktisk hjælp, hvorimod der ikke syntes at være en entydig priseffekt for personlig pleje. Dette resultat gælder for alle kommunerne under et, og formålet med nærværende afsnit er derfor at komme nærmere på årsagerne hertil ved at undersøge, om sammenhængen særligt gælder for nogle typer af kommuner.

Mere specifikt undersøges det, om sammenhængen mellem den private markedsandel og timepriserne særligt findes i de kommuner, der blev sammenlagt ved kommunalreformen i 2007, eller om disse ikke adskiller sig fra de kommuner, der ikke blev sammenlagt. Baggrunden herfor er den forskellige udvikling i timepriserne og de private markedsandele fra 2008 til 2013, som deskriptivt kan iagttages for henholdsvis sammenlægnings- og fortsætterkommuner (se appendiks 3, figur 2 og 3). Disse deskriptive udviklinger viser, at både timepriserne og de private markedsandele er steget mere i sammenlægningskommunerne end i fortsætterkommunerne, således at både omkostninger og private markedsandele i slutningen af perioden lå tæt på det samme niveau for de to kommunegrupper. Hvorvidt de fundne gennemsnitseffekter er forskellige for henholdsvis sammenlægnings- og fortsætterkommuner er testet i tabel 6. Her udnytter de bagvedliggende analyser (se appendiks 3, tabel 9), at selvom estimation med fixed effects ikke giver mulighed for at inkludere grundformen af en tidskonstant variabel (i dette tilfælde en dummy for sammenlagte kommuner), så kan denne godt medtages, når den interageres med en tidsvariant variabel (Wooldridge, 2009: 484).

Interessen i tabel 6 knytter sig til effekten af den private markedsandel, når denne effekt opdeles på henholdsvis sammenlægnings- og fortsætterkommuner. Det fremgår, at der er en signifikant interaktion for praktisk hjælp, men ikke for personlig pleje. Effekten af en 5 procentpoints stigning i andelen af private modtagere for praktisk hjælp er således at øge timeprisen med lidt over 6 kroner for sammenlægningskommuner, hvorimod der ikke er nogen sammenhæng for fortsætterkommunerne. Dette betyder, at jo mere den private markedsandel øges i sammenlægningskommunerne, jo mere stiger timepriserne. Tilsvarende gælder, at jo mere den private markedsandel reduceres i sammenlægningskommunerne, jo mere falder timepriserne. Derimod er der hverken en positiv eller negativ sammenhæng for praktisk hjælp i fortsætterkommunerne.

**Tabel 6. Estimerede effekter af den private markedsandel på timepriser (2013-priser) for henholdsvis sammenlægnings- og fortsætterkommer, 2008-2013.**

		Praktisk hjælp	Personlig pleje (hverdag)	Personlig pleje (øvrig tid)
Effekt på timepris af 5 procentpoint stigning i "Andel modtagere med privat leverandør" (kroner)	Sammenlagt	6,32	-4,02	-6,56
	Fortsætter	-0,80	-9,16	-5,035
	Signifikant forskel	Ja (*)	Nej	Nej

Note: Baseret på appendiks 3 tabel 9. \*signifikansniveau 0,10, \*\* signifikansniveau 0,05, \*\*\* signifikansniveau 0,01.

Betydningen af denne signifikante interaktion mellem den private markedsandel og det at være en sammenlægningskommune skal ikke overdrives. Betingelserne for signifikans, når der i en FE-analyse

interageres med én tidskonstant variabel, er for det første relativt lempelige, da denne faktor således vil være den eneste variabel, som varierer på tværs af kommunerne. Derudover betyder resultaterne ikke, at det per se er kommunalreformen, som er af betydning, da bagvedliggende faktorer korreleret med kommunalreformen kan være afgørende for, at den positive sammenhæng slår igennem i sammenlægningskommunerne. Et eksempel herpå er fx størrelsen af kommunernes areal - som er korreleret med at være en sammenlagt kommune - da et stort areal kan betyde, at en stigning i den private markedsandel øger enhedsomkostningerne mere end for geografisk mindre kommuner grundet, at kørselsafstandene mellem hjemmehjælpsmodtagerne bliver ekstra store. Fortolkningen heraf ville med andre ord være, at den positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne især gælder kommuner med et stort geografisk areal, da en øget privat markedsandel reducerer kommunale skalafordele samt planlægning og kapacitetsudnyttelse mere, når der er store kørselsafstande mellem brugerne.

Ligeledes kan den positive interaktion skyldes, at det er i sammenlægningskommunerne, der er sket de største ændringer i de private markedsandele og timepriser fra 2008 til 2013. Analysen udelukker således ikke, at der også eksisterer en positiv sammenhæng mellem privat markedsandel og timepriser i fortsætterkommunerne. Men hvis der ikke sker *ændringer* i de to faktorer over tid, vil det ikke komme til udtryk i analysen, da signifikante estimater i fixed effects modellen netop forudsætter, at der sker ændringer over tid. I alle tilfælde ændrer den signifikante (og positive) interaktion for sammenlægningskommunerne ikke på det generelle fund af en positiv sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne for kommunerne som helhed.

Skal den signifikante interaktion derimod være udtryk for en uobserveret tidsvariant variabel, der skyldes kommunalreformen som sådan – og dermed kan stille spørgsmålstejn ved den generelle positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne – skal en række krævende betingelser være opfyldt. I dette tilfælde skal uobserverede forhold ved kommunalreformen nemlig havde påvirket *sammenlægningskommuner* med henholdsvis stigende og faldende privat markedsandel forskelligt<sup>9</sup>. Dette er ikke indlysende: Hvor det er logisk, at niveauet for sammenlægningskommunernes private markedsandele og timepriser var påvirket af kommunalreformen (fx ved at det blev lettere for private leverandører at opnå tilstrækkelig volumen samt at timepriserne efter kommunalreformen blev harmoniseret på laveste niveau og herefter gradvist øget<sup>10</sup>), forekommer det ikke oplagt, at en sådan reformeffekt på timepriserne skulle være systematisk forskellig for sammenlægningskommuner med henholdsvis stigende og faldende privat markedsandel. Det krævende ved denne antagelse underbygges yderligere af, at den private markedsandel principielt ikke bestemmes af hverken kommunen eller de private leverandører, men af de ældres leverandørvalg. Det er dermed ikke nok, at private leverandører bliver mere præsente i en kommune – brugerne skal også vælge dem.

---

<sup>9</sup> Da vi samtidig ved, at samvariationen mellem den private markedsandel og timepriserne for praktisk hjælp er tæt på 0 for fortsætterkommunerne (jf. tabel 6). Interaktionen måler således samvariationen mellem privat markedsandel og timepriser i sammenlægningskommunerne fratrasket samvariationen i fortsætterkommune.

<sup>10</sup> Eller via langstrakte sammenlægningsomkostninger forbundet med kommunalreformen, som der også kan argumenteres for. Omend de væsentligste sammenlægningsomkostninger må antages at have ligget i sammenlægningsåret 2007, som ikke indgår i analysen.

Sammenfattende er tabel 6 udtryk for, at den generelle positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne for praktisk hjælp drives af udviklingen i sammenlægningskommunerne. Dette betyder ikke, at kommunalreformen nødvendigvis har haft betydning for samvariationen mellem den private markedsandel og timepriserne, da sammenlægnings- og fortsætterkommunerne er forskellige på en række andre karakteristika, fx arealstørrelse. Ligeledes er det ikke sandsynligt, at kommunalreformen er korreleret med en uobserveret tidsvariant variabel, der kan stille spørgsmålstejn ved den generelle positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriser for praktisk hjælp. Sammenlægningskommunerne repræsenterer blot flertallet af de danske kommuner efter kommunalreformen, og den generelle stigning i kommunale timepriser for praktisk hjælp, der for kommunerne under et følger af en øget privat markedsandel, er en afspejling af dette.

## 4 Konklusion og diskussion

### 4.1 Rapportens hovedresultater

Denne rapport har undersøgt sammenhængen mellem privat fritvalgskonkurrence og de økonomiske omkostninger på hjemmehjælpsområdet under godkendelsesmodellen i danske kommuner fra 2008 til 2013. Sammenhængen er analyseret for ydelserne praktisk hjælp, personlig pleje i hverdagstimer og personlig pleje på øvrige tider. Graden af privat fritvalgskonkurrence er målt ved den private markedsandel. De økonomiske omkostninger måles ved de timepriser, som kommunerne i de enkelte år har indberettet til Fritvalgsdatabasen på grundlag af de af kommunerne beregnede gennemsnitlige, langsigtede omkostninger ved at producere og levere de pågældende ydelser. Rapporten undersøger således de indirekte økonomiske effekter af godkendelsesmodellen, og dermed ikke de bredere samfundsøkonomiske effekter, der også ville medregne betydningen for fx kvalitet, medarbejderforhold, forsyningssikkerhed, vidensoverførsel og innovation. De økonomiske effekter vil have en indirekte karakter, da godkendelsesmodellen ikke indebærer en direkte priskonkurrence, hvorfor eventuelle økonomiske effekter vil være et resultat af indirekte effekter for fx produktionsskala, muligheder for effektiv planlægning og kapacitetsudnyttelse, transaktionsomkostninger, omkostningsbevidsthed og læring. Som primær metode er der gennemført multiple regressionsanalyser med kommune- og årsspecifikke fixed effects.

På det deskriptive plan viser analysen, at der er store niveauforskelle i graden af privat fritvalgskonkurrence for henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje. I 2013 anvendte 46,1 % af de modtagere, der udelukkende modtog praktisk hjælp, således en privat leverandør, mens det tilsvarende tal kun var 7,3 % for modtagerne af personlig pleje. Markedsituationen for henholdsvis praktisk hjælp og personlig er således meget forskellig, da den private markedsandel er betydeligt højere for praktisk hjælp end for personlig pleje.

For *praktisk hjælp* er hovedkonklusionen, at der er en signifikant positiv sammenhæng mellem en stigning i den private markedsandel og en stigning i kommunernes timepriser i analyseperioden 2008 til 2013. Det vil sige, at jo større andel af modtagerne af praktisk hjælp, der vælger en privat leverandør, jo større er de gennemsnitlige kommunale omkostninger ved at levere praktisk hjælp i kommunalt regi. Den estimerede gennemsnitseffekt for praktisk hjælp viser, at hvis den private markedsandel stiger med 5 procentpoint, så øges de kommunale timepriser med 4,3 kroner i faste 2013-priser. Givet den gennemsnitlige timepris for praktisk hjælp på 397 kroner svarer dette til en estimeret omkostningsforøgelse på 1,1 % ved en 5 procentpoints stigning i den private markedsandel. Denne positive sammenhæng for praktisk hjælp synes robust - bl.a. i lyset af, at kommunernes incitament til at underrapportere de faktiske omkostninger stiger med en stigende privat markedsandel.

Den positive sammenhæng for praktisk hjælp er drevet af de 66 kommuner, der blev sammenlagt ved kommunalreformen i 2007, mens der ikke er en samvariation mellem den private markedsandel og timepriserne i de 32 fortsætterkommuner. Dette betyder ikke, at den fundne positive sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne nødvendigvis er forårsaget af kommunalreformen, da kommunalreformen dels er korreleret med en række øvrige karakteristika som fx geografisk areal, og da sammenhængen også kan være udtryk for, at det er i sammenlægningskommunerne, der er sket de største ændringer i de private markedsandele og de kommunale timepriser.

Hovedtolkningen af den positive sammenhæng mellem udviklingen i den private markedsandel og udviklingen i timepriserne er, at det er ændringer i den private markedsandel, der påvirker timepriserne og ikke omvendt. Tolkningen er med andre ord, at en øget privat markedsandel for praktisk hjælp har en indirekte omkostningsforøgende effekt for de kommunale omkostninger ved at levere praktisk hjælp i og med, at fx kommunens stordriftsfordele reduceres, den kommunale planlægning og udnyttelse af arbejdskraftressourcerne udfordres, og der kan opstå øgede transaktionsomkostninger som følge af det øgede samspil med de private leverandører under godkendelsesmodellen. Analysen udelukker imidlertid ikke, at det i stedet er timepriserne, som påvirker den private markedsandel, eller at timepriser og privat markedsandel gensidigt påvirker hinanden. Tidligere undersøgelser har dog ikke fundet, at timepriserne er et vigtigt parameter for private leverandørers beslutning om at søge om godkendelse i en kommune. Dertil kommer, at den private markedsandel ikke automatisk stiger, fordi antallet af private leverandører øges, da dette i sidste ende vil afhænge af brugernes leverandørvalg.

For *personlig pleje* er den overordnede konklusion til sammenligning, at der ikke findes en effekt af den private markedsandel på kommunernes timepriser, hverken for personlig pleje i hverdagstimer eller personlig pleje på øvrige tider. Generelt viser analyserne således insignifikante effekter med en negativ tendens i estimerne. Når der tages højde for den mulige nedgående bias fra en strategisk prisfastsættelse i kommunerne, er fraværet af en sammenhæng mellem den private markedsandel og timepriserne rapportens hovedkonklusion for så vidt angår personlig pleje.

For de inkluderede *kontrolvariable* synes det mest interessante resultat at være forskellen på praktisk hjælp og personlig pleje. For praktisk hjælp er timepriserne især drevet af skalaeffekter, såsom antallet af hjemmehjælpsmodtagere og transportafstanden, hvorimod kommunens generelle ressourcesituation er en vigtig forklaring på størrelsen af timepriserne for personlig pleje. Kommuner, der er udfordret af et relativt stort økonomisk pres, har således lavere timeprisomkostninger, hvilket kan skyldes en mere effektiv drift og/eller lavere kvalitetsstandarder.

## 4.2 Diskussion af mulige årsager

Analysen fokuserer på størrelsen af de indirekte økonomiske *effekter* ved den private fritvalgskonkurrence. Derimod ligger det uden for rapportens formål og datamæssige muligheder at teste *årsagerne* til ovenstående fund. En vurdering af årsager kan derfor højst blive af diskuterende karakter. Nogle af disse mulige årsager diskuteres nedenfor.

Årsagerne til den fundne positive sammenhæng for praktisk hjælp kan muligvis findes i de mekanismer, som blev beskrevet i udledningen af analysens forventninger (se afsnit 1.2). De forøgede timepriser for praktisk hjælp, som følge af en øget privat markedsandel, kan således skyldes, at de stigende kommunale omkostninger fra reducerede skalafordele, en mere udfordret kommunal planlægning og udnyttelse af arbejdskraftressourcerne samt øgede transaktionsomkostninger har oversteget eventuelle modsatrettede effekter.

Det er i den sammenhæng muligt, at en række markeds karakteristika har medvirket til, at de omkostningsforøgende mekanismer har været dominerende for *praktisk hjælp* under godkendelsesmodellen: Fritvalgsmarkedet for praktisk hjælp har således været kendetegnet ved få etableringsomkostninger og ingen overgrænse for antallet af private leverandører i en kommune, hvilket

sammen med fraværet af en direkte priskonkurrence kan have gjort de omkostningsforøgende mekanismer dominerende. Under godkendelsesmodellen har kommunerne således skullet koordinere med mange leverandører og afgive en stor del af deres produktionsskala uden at få gevinsterne fra en direkte priskonkurrence.

Udover *antallet* af private leverandører kan *karakteren* (størrelse og professionalisering) af leverandører også spille en rolle for den omkostningsforøgende sammenhæng. Leverandørmarkedet for praktisk hjælp har været kendetegnet ved relativt mange, små leverandører. Disse leverandører har muligvis krævet større kommunale omkostninger til koordination og tilsyn, ligesom det er muligt, at kommuner har bedre muligheder for at opnå læring ved benchmarking med større og mere professionelle leverandører med erfaring fra andre kommuner (Quartz+CO, 2014).

Årsagen til den omkostningsneutrale effekt af den private markedsandel for *personlig pleje* kan tilsvarende skyldes, at de henholdsvis fordyrende og besparende effekter udligner hinanden eller slet ikke er virksomme for personlig pleje. Igen kan markedssituationen muligvis bidrage til en forståelse af, hvorfor dette skulle være tilfældet. For personlig pleje har den relativt specialiserede ydelse med højere etableringsomkostninger, herunder nødvendigheden af professionelle kompetencer med et vist uddannelsesniveau, givet anledning til et fritvalgsmarked med relativt få og store private leverandører. Disse få og relativt store leverandører har muligvis begrænset kommunens transaktionsomkostninger via færre kontaktpunkter og et mere veludviklet samarbejde. Dertil kommer, at tabet af kommunale stordriftsfordele samt udfordringer for planlægning og kapacitetsudnyttelse muligvis har været beskedent givet den gennemgående lave private markedsandel for personlig pleje og et mindre behov for opsplitting af opgaver givet de større leverandørers bredere opgaveportefølje.

En anden forklaring på den udgiftsneutrale effekt af privat fritvalgskonkurrence for personlig pleje kan i den sammenhæng også være, at den private markedsandel – sammenlignet med praktisk hjælp - generelt har været lille for personlig pleje, og kommunernes timepriser derfor kun har været lidt påvirket heraf. Er sidstnævnte fortolkning korrekt, er det muligt, at årsagen til, at der for personlig pleje ikke findes en omkostningseffekt, at den private markedsintensitet hidtil har været for lille til at måle en statistisk signifikant sammenhæng.



# Appendiks 1

**Tabel 7. Sammenhængen mellem privat markedsandel og timepriser, hvor den private markedsandel er forskudt et år, 2008-2013.**

	Ændringsanalyse (FE)			Niveau- og ændringsanalyse			Ændringsanalyse (FE)			Niveau- og ændringsanalyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)			
	Timepris - praktisk hjælp	Timepris - praktisk hjælp	Timepris - praktisk hjælp	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)			
<b>Privat markedsandel</b>												
Andel modtagere med privat leverandør år t-1 (%)	0,737 (1,54)	0,798* (1,71)	-0,217 (-0,80)	-1,008 (-0,85)	-0,524 (-0,48)	-0,551 (-1,19)	-0,162 (-0,13)	0,108 (0,08)	-1,175** (-2,00)			
Antal private leverandører (ln)		-3,636 (-0,36)	4,999 (0,71)		-17,81** (-2,47)	-3,981 (-0,59)		-10,46 (-1,00)	11,11 (1,16)			
<b>Produktionsvilkår</b>												
Antal modtagere (ln)	8,396 (0,30)	7,482 (0,26)	-14,62** (-2,13)	-11,81 (-0,88)	-8,847 (-0,67)	4,355 (0,59)	-12,06 (-0,89)	-9,904 (-0,71)	-2,821 (-0,29)			
Andel modtagere med færre end 2 ugentlige timer (%)	0,134 (0,09)	0,294 (0,20)	2,485** (2,52)	0,0950 (0,19)	0,242 (0,50)	0,502 (1,01)	-0,120 (-0,20)	-0,0524 (-0,08)	1,725** (2,39)			
Distriktsinddeling (dummy)	-1,738 (-0,10)	-1,247 (-0,07)	-8,409 (-1,12)	21,95 (1,38)	19,55 (1,27)	-19,10* (-1,92)	40,10 (1,51)	34,81 (1,24)	-10,30 (-0,62)			
<b>Plejebehov</b>												
Andel modtagere over 85 år (%)	0,433 (0,33)	0,464 (0,35)	0,614 (0,80)	1,515** (1,99)	1,318 (1,63)	0,181 (0,22)	0,634 (0,69)	0,371 (0,38)	0,288 (0,23)			
<b>Serviceniveau</b>												
Antal ugetimer pr. modtager	14,75 (0,39)	20,00 (0,56)	44,64 (1,63)	-1,044 (-0,33)	1,046 (0,35)	1,135 (0,35)	2,900 (0,85)	2,660 (0,65)	3,727 (1,08)			

<b>Kommunens ressourcepres</b>									
Økonomisk pres (index 100)	-1,360 (-0,99)	-1,272 (-0,92)	-0,0419 (-0,05)	-2,942** (-2,08)	-2,173 (-1,62)	-2,207** (-1,99)	-3,614* (-1,87)	-3,259 (-1,64)	-2,515 (-1,63)
<b>Politisk ideologi</b>									
Andel venstreorienterede mandater (%)	-1,186 (-1,37)	-1,322 (-1,53)	0,507* (1,71)	-1,920 (-1,63)	-2,434** (-2,01)	0,180 (0,49)	- 3,753*** (-3,02)	- 4,139*** (-3,17)	0,511 (0,92)
<b>Tidstrend (reference = 2009)</b>									
2010	16,99*** (2,65)	16,09** (2,38)	11,54* (1,74)	28,79*** (3,70)	31,89*** (4,08)	26,49*** (3,88)	29,62*** (3,32)	32,63*** (3,23)	23,63** (2,33)
2011	45,28*** (5,13)	44,70*** (4,73)	41,38*** (4,75)	56,51*** (6,57)	62,63*** (7,38)	55,96*** (7,05)	65,07*** (6,50)	69,22*** (6,53)	59,97*** (4,98)
2012	42,63*** (4,27)	42,09*** (3,84)	39,02*** (4,31)	48,63*** (5,39)	55,29*** (6,06)	52,48*** (6,50)	53,88*** (4,49)	57,63*** (4,63)	53,72*** (3,96)
2013	36,15*** (3,23)	35,64*** (3,07)	37,32*** (3,79)	47,53*** (4,79)	54,92*** (5,58)	54,93*** (6,65)	52,54*** (4,35)	57,25*** (4,55)	54,03*** (4,14)
Konstant	451,9 (1,64)	441,1 (1,63)	167,9 (1,16)	821,3*** (4,74)	752,0*** (4,52)	590,9*** (5,12)	1090,5** *	1072,8** *	675,1*** (3,99)
N	438	434	434	436	425	425	424	411	411
r <sup>2</sup>	0,268	0,258	0,160	0,275	0,296	0,160	0,224	0,215	0,118
F	5,853	4,927	5,026	6,316	7,513	5,819	4,890	4,661	4,062
Estimationsmetode	FE	FE	OLS	FE	FE	OLS	FE	FE	OLS

Note: \*signifikansniveau 0,10, \*\* signifikansniveau 0,05, \*\*\* signifikansniveau 0,01. Standardfejl er robuste for fixed effects (FE) modellerne og klyngekorrigerede for OLS-modellerne. t-test i parentes. 2013-priser.

## Appendiks 2

**Tabel 8. Sammenhængen mellem privat markedsandel og timepriser med estimerede private markedsandele for modtagere af både praktisk hjælp og personlig pleje, 2008-2013.**

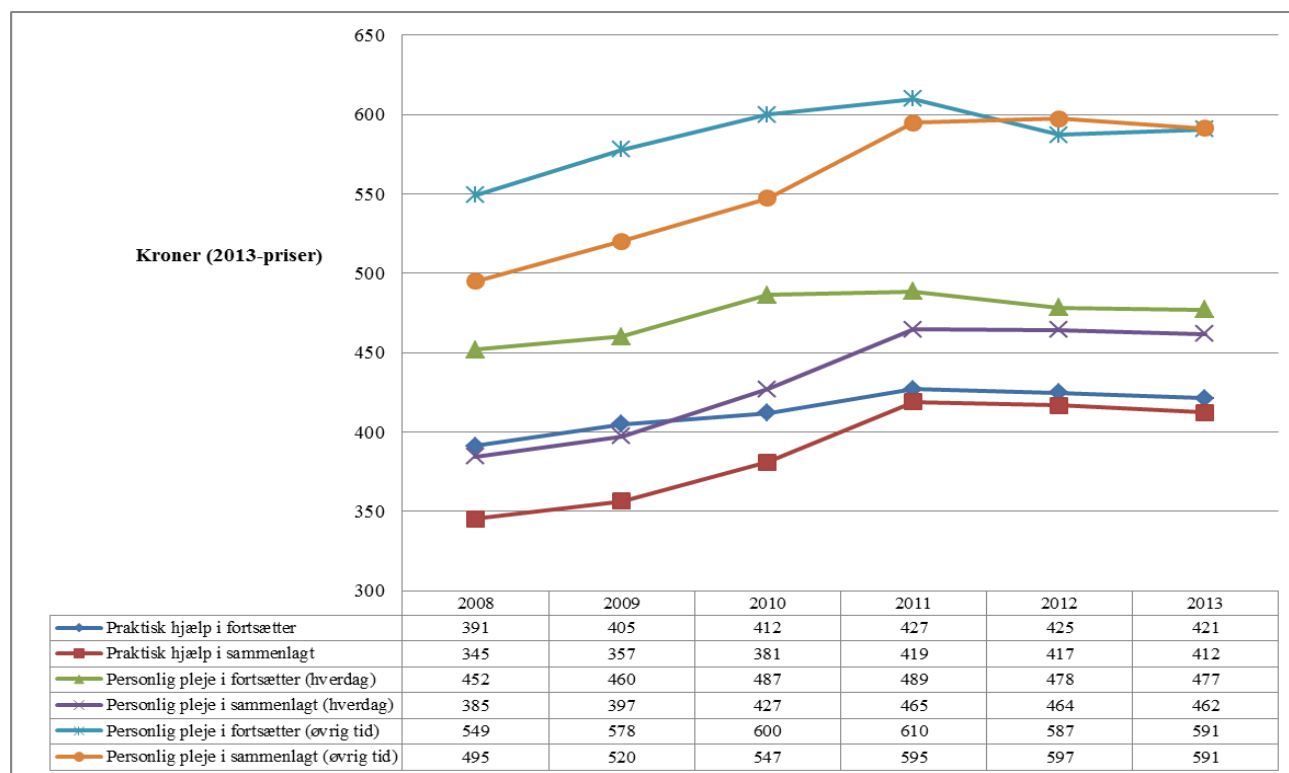
	Ændringsanalyse (FE)			Niveau- og ændringsanalyse			Ændringsanalyse (FE)			Niveau- og ændringsanalyse		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)			
	Timepris - praktisk hjælp	Timepris - praktisk hjælp	Timepris - praktisk hjælp	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (hverdag)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	Timepris - personlig pleje (øvrige tid)			
<b>Privat markedsandel</b>												
Estimeret andel modtagere med privat leverandør (%)	0,911*	1,091**	-0,0180	-1,028	1,163	-2,204	-1,014	0,242	-4,622**			
	(1,67)	(2,08)	(-0,05)	(-0,32)	(0,50)	(-1,47)	(-0,35)	(0,09)	(-2,42)			
Antal private leverandører (ln)		-3,595	3,918		-19,26***	-2,785		-7,392	9,829			
		(-0,42)	(0,58)		(-2,83)	(-0,44)		(-0,76)	(1,09)			
<b>Produktionsvilkår</b>												
Antal modtagere (ln)	-11,88	-10,55	-14,93**	-7,533	-5,405	2,802	-20,49	-14,09	-2,342			
	(-0,67)	(-0,57)	(-2,28)	(-0,65)	(-0,51)	(0,39)	(-1,64)	(-1,14)	(-0,25)			
Andel modtagere med færre end 2 ugentlige timer (%)	-0,154	-0,0714	2,866***	0,0538	0,436	0,456	0,249	0,272	1,343**			
	(-0,12)	(-0,06)	(2,98)	(0,11)	(1,04)	(0,98)	(0,50)	(0,48)	(2,08)			
Distriktsinddeling (dummy)	2,623	-0,787	-9,931	20,48	15,13	-18,19*	43,42*	33,43	-8,357			
	(0,17)	(-0,05)	(-1,40)	(1,47)	(1,20)	(-1,94)	(1,87)	(1,33)	(-0,55)			
<b>Plejebehov</b>												
Andel modtagere over 85 år (%)	-0,384	-0,464	0,872	1,074*	0,855	0,173	1,168*	0,704	0,172			
	(-0,34)	(-0,41)	(1,19)	(1,94)	(1,43)	(0,24)	(1,67)	(0,93)	(0,15)			
<b>Serviceniveau</b>												
Antal ugetimer pr. modtager	20,26	21,05	47,86*	-2,457	0,380	1,116	1,622	0,349	2,364			

	(0,58)	(0,62)	(1,85)	(-0,72)	(0,12)	(0,37)	(0,50)	(0,09)	(0,74)
<b>Kommunens ressourcepres</b>									
Økonomisk pres (index 100)	-0,925	-0,903	-0,212	-2,416*	-1,798	-2,107**	-2,988*	-3,013*	-2,809**
	(-0,80)	(-0,77)	(-0,26)	(-1,86)	(-1,42)	(-2,09)	(-1,75)	(-1,71)	(-2,04)
<b>Politisk ideologi</b>									
Andel venstreorienterede mandater (%)	-0,692	-0,702	0,411	-1,165	-1,483	0,258	-2,577**	-2,760**	0,374
	(-0,95)	(-0,98)	(1,48)	(-1,03)	(-1,31)	(0,79)	(-2,34)	(-2,56)	(0,76)
<b>Tidstrend (reference = 2008)</b>									
2009	11,36**	14,48**	19,73***	11,36**	13,74**	16,63***	22,31***	26,78***	31,05***
	(2,21)	(2,49)	(3,28)	(2,17)	(2,36)	(2,91)	(3,18)	(3,38)	(4,19)
2010	29,23***	31,38***	31,40***	40,45***	45,02***	43,15***	52,07***	58,45***	55,50***
	(3,71)	(3,54)	(4,05)	(4,48)	(4,77)	(5,35)	(4,82)	(4,86)	(4,74)
2011	57,86***	60,53***	59,76***	66,16***	74,46***	71,33***	86,08***	93,05***	89,49***
	(5,85)	(5,47)	(6,41)	(7,03)	(7,44)	(8,25)	(8,02)	(8,26)	(7,48)
2012	56,17***	59,02***	58,97***	60,65***	69,32***	70,56***	78,69***	85,34***	86,90***
	(5,13)	(4,78)	(5,97)	(6,36)	(6,84)	(8,11)	(6,38)	(6,80)	(6,52)
2013	50,62***	54,02***	54,57***	58,91***	68,36***	71,57***	75,96***	83,49***	86,67***
	(4,53)	(4,43)	(5,49)	(5,81)	(6,47)	(7,98)	(6,21)	(6,81)	(6,72)
Konstant	547,8***	531,0***	121,1	718,4***	645,9***	568,7***	968,7***	967,0***	704,4***
	(2,72)	(2,63)	(0,89)	(4,13)	(3,90)	(5,54)	(4,93)	(4,79)	(4,60)
N	540	529	529	538	518	518	522	499	499
r <sup>2</sup>	0,356	0,355	0,237	0,319	0,344	0,220	0,299	0,296	0,174
F	11,98	12,05	10,04	7,874	9,557	7,528	7,809	7,715	7,406
Estimationsmetode	FE	FE	OLS	FE	FE	OLS	FE	FE	OLS

Note: \*signifikansniveau 0,10, \*\* signifikansniveau 0,05, \*\*\* signifikansniveau 0,01. Standardfejl er robuste for fixed effects (FE) modellerne og klyngekorrigerede for OLS-modellerne. t-test i parentes. 2013-priser. "Estimeret andel modtagere med privat leverandør (%)" er en beregning over, hvor stor en andel af både-og-modtagerne, som *udelukkende* bruger en privat leverandør til henholdsvis praktisk hjælp og personlig pleje. Denne opdeling af både-og-modtagere er baseret på de private markedsandele for modtagere af udelukkende en af ydelserne. Resultaterne kan således afvige fra beregningerne i tabel 4 og 5, hvis den private markedsandel for både-og-modtagerne har et meget afvigende niveau eller udvikler sig anderledes over tid end for de individuelle ydelser. Eksempelvis kunne et fald i den private markedsandel for udelukkende personlig pleje i teorien være udtryk for, at private leverandører samtidigt øgede deres markedsandel for modtagere af både personlig pleje og praktisk hjælp. I dette tilfælde ville ovenstående tabel opfange noget af denne forskel. Da resultaterne imidlertid er særdeles enslydende med hovedmodellerne tyder der det på, at denne potentielle forskel mellem de private markedsandele for både-og-modtagerne og for ydelserne hver for sig ikke udgør en kilde til bias.

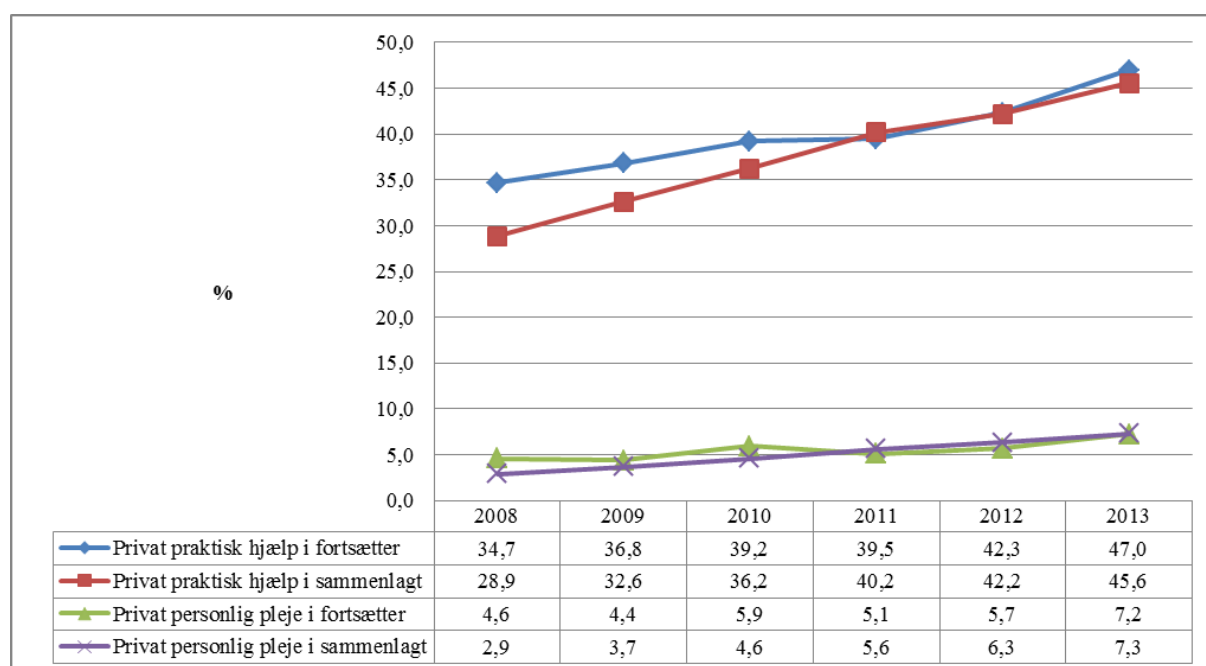
## Appendiks 3

Figur 2. Udvikling i timepriser i sammenlægnings- og fortsætterkommuner, 2008-2013.



Note: Uvægtede gennemsnit for kommuner. 2013-priser.

Figur 3. Udvikling i privat markedsandel i sammenlægnings- og fortsætterkommuner, 2008-2013.



Note: Uvægtede gennemsnit for kommuner.

**Tabel 9. Sammenhængen mellem privat markedsandel og timepriser for henholdsvis sammenlægnings- og fortsætterkommer, 2008-2013.**

	(1) Timepris - praktisk hjælp	(2) Timepris - praktisk hjælp	(3) Timepris - personlig pleje (hverdag)	(4) Timepris - personlig pleje (hverdag)	(5) Timepris - personlig pleje (øvrige tid)	(6) Timepris - personlig pleje (øvrige tid)
<b>Privat markedsandel</b>						
Andel modtagere med privat leverandør (%)	-0,160 (-0,24)	0,883** (2,15)	-1,832 (-1,26)	-0,505 (-0,59)	-1,007 (-0,82)	-0,725 (-0,89)
Antal private leverandører (ln)		-26,08** (-2,19)		-47,92*** (-4,71)		-39,96** (-2,33)
<b>Privat markedsandel X sammenlægningskommune</b>						
Andel modtagere med privat leverandør (%) X sammenlagt (dummy)	1,424* (1,82)		1,029 (0,56)		-0,305 (-0,16)	
Antal private leverandører (ln) X sammenlagt (dummy)		40,16*** (3,06)		40,93*** (3,57)		46,35** (2,27)
<b>Produktionsvilkår</b>						
Antal modtagere (ln)	4,827 (0,26)	7,339 (0,37)	-11,59 (-1,20)	-6,498 (-0,76)	-22,44* (-1,67)	-16,93 (-1,55)
Andel modtagere med færre end 2 ugentlige timer (%)	-0,430 (-0,36)	-0,191 (-0,17)	0,137 (0,29)	0,428 (1,14)	0,318 (0,68)	0,200 (0,36)
Distriktsinddeling (dummy)	6,219 (0,38)	0,0223 (0,00)	21,74 (1,56)	15,78 (1,25)	44,85* (1,91)	32,08 (1,32)
<b>Plejebehov</b>						
Andel modtagere over 85 år (%)	-0,160 (-0,14)	0,280 (0,26)	0,933 (1,64)	0,841 (1,41)	1,045 (1,50)	0,551 (0,74)
<b>Serviceniveau</b>						
Antal ugetimer pr. modtager	8,258 (0,25)	13,67 (0,44)	-2,166 (-0,64)	0,733 (0,26)	1,673 (0,53)	0,505 (0,13)
<b>Kommunens ressourcepres</b>						
Økonomisk pres (index 100)	-0,479 (-0,41)	-0,359 (-0,32)	-2,414* (-1,85)	-1,403 (-1,15)	-3,125* (-1,80)	-2,510 (-1,44)
<b>Politisk ideologi</b>						
Andel venstreorienterede mandater (%)	-0,778 (-1,11)	-0,665 (-0,90)	-1,291 (-1,14)	-1,343 (-1,19)	-2,716** (-2,46)	-2,548** (-2,33)
<b>Tidstrend (reference = 2008)</b>						
2009	10,34** (2,05)	12,58** (2,31)	11,09** (2,13)	14,06** (2,42)	22,25*** (3,16)	27,67*** (3,53)
2010	27,50*** (3,45)	29,54*** (3,36)	42,06*** (4,60)	47,32*** (4,88)	53,79*** (4,90)	61,26*** (5,00)
2011	55,80***	57,94***	67,43***	77,30***	87,99***	96,46***

	(5,60)	(5,32)	(7,01)	(7,55)	(8,07)	(8,65)
2012	53,24***	56,52***	62,63***	73,61***	81,33***	91,27***
	(4,84)	(4,65)	(6,38)	(7,05)	(6,51)	(7,41)
2013	47,00***	50,48***	62,16***	74,16***	79,64***	90,96***
	(4,16)	(4,12)	(5,97)	(6,71)	(6,57)	(7,53)
Konstant	426,2**	348,7*	745,1***	607,8***	1001,0***	932,0***
	(2,12)	(1,71)	(4,25)	(3,71)	(4,98)	(4,50)
N	540	529	538	518	522	499
r <sup>2</sup>	0,369	0,389	0,326	0,367	0,302	0,315
F	11,50	12,22	7,686	9,595	7,242	7,583
Estimationsmetode	FE	FE	FE	FE	FE	FE

Note: \*signifikansniveau 0,10, \*\* signifikansniveau 0,05, \*\*\* signifikansniveau 0,01. Standardfejl er robuste for modellerne, som alle er estimeret med fixed effects (FE). t-test i parentes. 2013-priser.

## Referencer

- Ankestyrelsen. (2004). Frit valg i ældreplejen – 22 private leverandørers erfaringer. København: Ankestyrelsens trykkeri.
- Ankestyrelsen. (2015). Ankestyrelsens undersøgelse af kommunernes tilvejebringelse af det frie valg efter 1. april 2013, november 2015.
- Bailey, S. J. (1999). *Local Government Economics. Principles and Practice*. London: Macmillan.
- Brogaard, L. og Hjelm, U. (2014). Tilkøbsydelse på ældreområdet. En systematisk analyse af litteratur på området København: KORA.
- Bækgaard, M. (2011). Frit valg i ældreplejen [Free choice in the elderly care sector]. Århus: Krevi.
- Böhlmark, A. og Lindahl, M. (2007). The Impact of School Choice on Pupil Achievement, Segregation and Costs: Swedish Evidence *IZA Discussion Papers*. Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor (IZA).
- Christensen, L. R., Houlberg, K. og Petersen, O. H. (2012). Udlicitering eller egenproduktion – Hvordan forklarer den politologiske litteratur forskelle i kommunernes brug af private leverandører i opgaveløsningen?. *Tidsskriftet Politik*, 15(2), 44-55.
- Danske Kommuner. (2015). Ny lov for friplejeboliger. Lokaliseret 1. november, 2015, fra <http://www.danskekommuner.dk/Artikelarkiv/2015/Magasin-14/Ny-lov-for-friplejeboliger/>
- Eskelinen, L., Hansen, E. B. og Frederiksen, M. (2004). Frit valg – erfaringer med flere leverandører af personlig og praktisk hjælp. København: AKF.
- Finansministeriet. (2002). Aftaler om den kommunale økonomi for 2003. København.
- Foged, S. K. (2015a). The Relationship Between Population Size and Contracting Out Public Services: Evidence from a Quasi-experiment in Danish Municipalities. *Urban Affairs Review, Published online before print July 5*, 1-43. doi: 10.1177/1078087415591288
- Foged, S. K. (2015b). Årsager til konkurrenceudsættelse i danske kommuner, 2007-2013: Fra generelle til sektorafhængige forklaringer. *Politica*, 47(1), 24-45.
- Foged, S. K. og Aaskoven, L. (2015). *Public Sector Unions and Contracting Out: Evidence from the Elderly Care Sector in Danish Municipalities*. Paper presented at the Danish Public Choice Workshop, January 23rd, Aarhus, Denmark.
- Fredslund, E. K. og Rasmussen, S. R. (2015). Ældres forbrug af sundheds- og hjemmeplejeydelser - betydningsfulde socioøkonomiske faktorer. København: KORA.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. New York: McCraw Hill.
- Hjelm, U., Petersen, O. H. og Vrangbæk, K. (2013). Udlicitering af offentlige opgaver i Danmark. En forskningsoversigt over de hidtil dokumenterede effekter. *Politica*, 45(1), 60-79.
- Hjemmehjælpskommissionen. (2013). Rapport fra Hjemmehjælpskommissionen. København: Social- og Integrationsministeriet.



- Hodge, G. (1998). Contracting Public Sector Services: A Meta-Analytic Perspective of the International Evidence. *Australian Journal of Public Administration*, 57(4), 98-110.
- Houlberg, K., Kollin, M. S., Nørgaard, E. og Panduro, B. (2014). Nøgletalsscreening af Esbjerg Kommunes økonomiske situation, økonomiske balance og udgiftspolitik. København: KORA.
- Houlberg, K. og Petersen, O. H. (2012). Effekter ved konkurrenceudsættelse. Pilotundersøgelse af brugen af private leverandører og udgiftsniveau på udvalgte kommunale udgiftsområder. København: AKF.
- Houlberg, K. og Petersen, O. H. (2015). Økonomiske effekter af konkurrenceudsættelse på det kommunale vejområde. Roskilde: Forskningsprojektet "Dokumentation af effekter ved konkurrenceudsættelse af offentlige opgaver. Del-rapport 2.
- Kristensen, N. (2014). Økonomisk effektivitet blandt private og offentlige udbydere af ældrepleje: Metodiske overvejelser og empiriske resultater. København: KORA.
- Nørgaard, E., Christensen, S. H. og Panduro, B. (2013). Budgetlægning på ældreområdet. København: KORA.
- Petersen, O. H., Houlberg, K. og Christensen, L. R. (2015). Contracting out local services: A tale of technical and social services. *Public Administration Review*, 75(4), 560-570.
- Quartz+CO. (2014). Analyse af offentlig-privat samarbejde.  
[http://www.fm.dk/nyheder/pressemeddelelser/2014/12/afrapportering-af-analyse-af-offentlig-privat-samarbejde-fra-quartzco-og-ramboell-management-consulting/~media/Files/Nyheder/Pressemeddelelser/2014/12/Analyse%20af%20offentlig%20privat%20samarbejde\\_QuartzCo\\_december2014.pdf](http://www.fm.dk/nyheder/pressemeddelelser/2014/12/afrapportering-af-analyse-af-offentlig-privat-samarbejde-fra-quartzco-og-ramboell-management-consulting/~media/Files/Nyheder/Pressemeddelelser/2014/12/Analyse%20af%20offentlig%20privat%20samarbejde_QuartzCo_december2014.pdf).
- Rostgaard, T. (2006). Constructing the Care Consumer: Free Choice of Home Care for the Elderly in Denmark. *European Societies*, 8(3), 443-463.
- Rostgaard, T. (2014). Konkurrenceudsættelse i ældreplejen - Politik, policyinstrumenter og konsekvenser for kvalitet, økonomi og medarbejderforhold. Aalborg: Aalborg Universitet.
- Sandström, F. M. og Bergström, F. (2005). School vouchers in practice: competition will not hurt you. *Journal of Public Economics*, 89(2-3), 351-380.
- Savas, E. (1987). *Privatization: The Key to Better Government*. Chatham, New Jersey: Chatham House Publishers, Inc.
- Socialministeriet og KL. (2007). Fælles pjece - om prisfastsættelse på ældreområdet. København: Socialministeriet.
- Stolt, R., Blomquist, P. og Winblad, U. (2011). Privatization of social services: Quality differences in Swedish elderly care. *Social Science & Medicine* (72), 560-567.
- Udbudsportalen. (2014). Vejledning i tilvejebringelse af frit leverandørvalg for hjemmehjælpsmodtagere København.
- Udbudsrådet. (2011). Analyse af transaktionsomkostninger ved udbud. Valby: Udbudsrådet.
- Vrangbæk, K., Petersen, O. H. og Hjelm, U. (2015). Is Contracting Out Good or Bad for Employees? A Review of International Experience. *Review of Public Personnel Administration* 35(1), 3-23.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics. A Modern Approach* (4 ed.): South-Western Cengage Learning.